# علم المن المحصابي

دكتورُعَبُّالُسُجَعُودُعُوض اشاذعلمالننس كلية الآياب-مائتة الإسكندية

دارالعفت البيامعين عدد 2000 معين عدد 2000 معين عدد 2000 معين المناس المناس مناليا المناس مناليا المناس مناليا المناس مناليا المناس المناس مناليا المناس مناسبة المناس مناسبة المناسبة المنا





دکتورعیّاش کھودعَوَض اسّا ذعام النفس کلیة الآداب - جامعة الإسکندیج

1999

وَاللّهِ فَمِن الْجَامِعِينَ ١٠ عصوف المؤليلة ١٦٠١٦٠٠ ٢٨٧ع تعالى المديد المثالية ١٨٥٨١١٥٨٨

المَايُوقَ الصَايرُونَ الجَرَهُ رَبِعَ يُرْجِسَابِ

و مَهدُوتَ اللَّه العَظينِيم



الأبحاث العلمية ليست صيغاً بلاغية انشائية ، إنما هي أسلوب علمي . بالأرقام . ولهذه الأرقام دلالتها ومعناها ، لذا ، فقد أخذت الأبحاث التجريبية الاحصاء وسيلة لها تدعمها وتجرد نتائجها فلا تجعلها تتيه في لغة الانشاء ، وبذا يتمكن الباحث من عرض نتائجه في وضوح وتجرد مدعم .

وأبحاث علم النفس الحديث إنما هي أبحاث تجريبية ، تجمع بين التحليل الكمي والكيفي ، والتحليل الكمي وسيلته الأرقام ، والأرقام الخام لا معنى لها إنما هي تكتسب معناها من علاقاتها بعضها بيعض ومن محكات تفسرها ، لذلك ينبغي لمن يتصدى لعلم النفس اليوم دارساً له أو باحثاً فيه ، أن يؤهل لفهم أبحاثه وأساليبها ، ويصبح بعد ذلك أهلاً للتصدي .

والباحث في العلوم الانسانية يحتاج لفهم الاحصاء كلغة علمية ذات دلالة وأهمية ، وليس معنى هذا أن يصبح هذا الباحث متخصصاً في الاحصاء ، إنما كل ما يحتاج إليه هو أن يلم بهذه اللغة وأساليبها دون الدخول في أسسها الرياضية ومتاهاتها ومن ثم يقدر أن يتخير منها ما يعينه على القيام ببحثه العلمي التجريبي ذلك بعد فهم للأسس التكنيكية للبحث العلمي .

وإذا ما تفهم الباحث لغة الاحصاء وأساليبها، استطاع استثارها، استثاراً جيداً. والكتاب يستهدف تحقيق هذا الهدف واستجلائه على أن نوقر في وجداننا أن الاحصاء خادم ممتاز ولكنه سيد سيء.

والله من وراء القصد وهو يهدي السبيل . . .

دكتور عباس محود عوض

# الفصل الأول

## المتغيرات المستمرة والمتغيرات المتقطعة Discrete Variables & Continuous Variables

غن نحاول أن ندرس ظاهرة ما، أو سمة معينة، أو قدرة أو استعداد.. أو أن ندرس.. السن أو الدخل أو الضوضاء أو الضغط الجوي، أو أي خاصية من خواص الأشياء أو الموضوعات. أو أي عنصر من العناصر.. أو حادثة من الحوادث.. وهذه كلها أن هي إلا متغيرات Variables.

والمتغير احصائباً إنما هو أي كمية يمكن أن تتخد درجة من مجموعة من الدرجات المكنة.

والمتغيرات إما نوعية أو كمية. فالمتغيرات النوعية مثل الجنس والجنسية والمهنة والدين وما إليها، وحين نصنف طلاب الجامعة أو تلاميذ المدارس إلى ذكور واناث، ونصنف الأجانب المقيمين في احمدى الدول إلى أمريكان ويوغوسلافيين وانجليز وماليزيين، فاننا نقوم بتصنيف نوعي ولا يهم في ذلك إذا وضعنا الاناث قبل الذكور أو العكس أو وضعنا الأمريكان قبل الانجليز أو أن يحدث العكس ونطلق على مثل هذه المتغيرات غير المنفصلة.

أما إذا كان لدينا اطوال مجموعة من طلاب الجامعة وحاولنا تصنفيفهم خسبُ الطول، فاننا يمكن أن نرتبهم بأن الضع أطولهم في قمة الترتيب وأقصرهم في نهايته. وبذلك يكون هذا المتغيرُ متغيرًا مرتبًا. كما يمكن لنا أن نسمي هذا المتغير بالمتغير المستمر، لأنه من الممكن أن تحصل على درجات للطول لا حصر له ابن أى درجتن .

فبين الدرجتين ١٦٠ سم و١٧٠ سم قد يكون لدينا العديد من الدرجات المستمرة Continuous Grades مثل ١٦٠، ١٦١، ١٦١، ١٦٠ . إلخ، بل أن بين الدرجتين ١٦٠ ـ ١٦١، قد يكون لسدينا من طوله ١٦٠، ١٦٠، ٢٠٠ مر ١٦٠، الخ . . الخ

وقد يكون المتغير مرتباً وغير مستمر، فاذا حاولنا ترتيب أقسام احدى الكليات ومراحلها تبعاً لعدد الطلاب في كل منها فقد نضع في القمة أكبر الأقسام عدداً وفي النهابة أقلها عدداً، ولكن لا يمكننا أن نقول أنه يوجد في أحد الأقسام ٢/١٠٥ طالباً. وكذلك إذا حاولنا ترتيب عدد الأبناء في أسرة من الأسر، فلا يمكننا القول بأنه يوجد في هذه الأسرة ٢/٥١ طفل، فهذا المتغير وان كان من المتغيرات المرتبة، إلا أنه متغير منفصل.

اذن يمكن تقسيم المتغيرات إلى: -

- ١) متغيرات غير مرتبة ومنفصلة كالجنس والدين والجنسية والمهنة واللون وغيرها.
- ٢) متغيرات مرتبة ومستمرة كالطبول والوزن والسبن ودرجات الذكاء
   والدخل وغيرها
- ٣) متغيرات مرتبة ومنفصلة كعدد الأبناء في الأسرة وعدد التلاميذ في
   الفصول المدرسية.

## التوزيعات التكوارية

#### الجنولة Tabulation

لو حاول أحد المدرسين تلخيص درجات طلبة الثانوية العامة في مادة الرياضة مثلا في صبغة مفهومة، فإن هذه الدرجات إذا كان عدد الطلبة كبيراً

( ٧٠٠ مثلاً أو أكثر) فانها ترصد في عدد كبير من الكشوف يستحيل على من يستعرضها أن يأخذ صورة واضحة عنها، لذا ينبغي أن يلجأ إلى وضعها في جدول واحد يوضح الصورة المطلوبة، والمشال التالي يعرض لأوزان ٤٠ طالباً بالكيلوجرام ومقربة إلى أقرب كيلوجرام لنتبين كيف يمكن لنا جدولتها ومن ثم وضعها في جدول ويسمى هذا الجدول بالجدول التكراري، وهذه الدرجات نسميها عادة بالدرجات الخام. Raw Scores وفيا يلي ٤٠ درجة خام لأوزان هؤلاء الطلاب لجدولتها ==

	ام)	، کیلو جر	 ة لأقرب	طالباً مقرب	زان ۱۰	( أو	
10Y 122 170 170	129 107 101 11.	170 12A 119 107	\11 \77 \77 \70 \00	177 127 177 127	10. 12. 17. 12. 12.	\7£ \0A \77 \Y7 \Y7	\

خطوات عملية الجدولة

- ١) من هذه الأرقام استخرج أصغر رقم وهو (١١٩) ثم أكبر رقم وهو
   ١٧٦).
- ٢) ثم أحسب الفروق بينهما فتكون النتيجة تساوي ١٧٦ \_ ١١٩ = ٥٧ =
   وهذا الرقم يسمى المدى Range .
- ٣) وانظر ما إذا كان من الممكن تقسيم المدى إلى فئات متساوية أو أقسام متساوية تتراوح ما بين ١٢ إلى ٢٠ فئة، على أن يكون حجم الفئة به مناسباً. فيكون طول الفئة ١٥ مثلاً أو ١٠. ويفضل العلماء أن تتراوح!

- عدد الفئات ما بين ١٢ إلى ٢٠ فئة، ذلك لأسباب سوف نتبينها بعد ذلك، على أن هذا لا يمنع أن يكون عددها أقل من ذلك.
- ع) بعد ذلك . رتب الفئات في عامود واضعاً أصغر الفئات في نهابة العامود
   ثم اصعد مرتبا لبقية الفئات بعدها ترتيباً تصاعدياً كما يمكن لنا أن نقوم
   باجراء العكس .
- ٥) وقد يحتاج الأمر إلى اضافة فئة أخرى في أحد نهايتي العامود أو في كليهما لادخال الأرقام المتطرفة حتى يستوعب الجدول كل الأرقام. وفي مثالنا هذا.. فإن طول الفئة سوف يكون (٥) وعدد الفئات سوف يكون (١١). ذلك بقسمة (المدى) ٥٧ ÷ ٥ (وهي طول الفئة) فيكون الناتج (١١).
- ونلاحظ أن الرقم ١١٩ لا يدخل في عامود الفئات، كذلك الرقم ١٧٦، لذلك نضيف الفئة ١١٥ ـ ١١٩ في أسفل العامود حتى يمكننا ادخال الرقم ١١٩ في جدول الفئات، كيا نضيف الفئة ١٧٥ ـ ١٧٩ في قمة العامود لادخال رقم ١٧٦ وبذلك سيكون لدينا ١٣ فئة
- وبعد ذلك نقوم بحصر الأرقام التي تدخل في كمل فشة إمما بماستخدام علامات على شكل خط أو نقطة لكل عدد أو رقم.
- ونقوم بحصر هذه العلامات أمام كل فئة ونضعها في عامود نرمز له بالرمز (ك) أي التكرار.
- فاذا جمعنا هذه التكرارات، فاننا نحصل على العدد الكلي للدرجات التي لدينا وعددها (٤٠) ونرمز لهذا العدد بالرمز (ن).

وفيها يلى تطبيق لهذه الخطوات

والجدول التالي يبين أوزان (٤٠) طالباً:

(ك) التكرار	الوموز والعلامات	(ف) الفئات
1	١	144 - 140
٠ ١	١	171 - 17+
۲	п	179 - 170
٣	III	178 - 17-
٣	ш	104 - 100
٥	1111	101 - 101
λ '	m <del>m</del>	159 - 150
٦	[ <del>HH</del> ]	122 - 12.
• • •	I <del>IIII</del>	144 - 140
, . <b>1</b> °	Į,	185 - 180
٣	Ш	149 - 140
	صفر	. 145 - 14.
١.	I	119-110
	<u> </u>	
٤٠	ن ست	

## لاحظ ما يأتي ==

- ١) إن لكل فئة حداً أدنى وحداً أعلى. .
- ٢) الحدود المكتوبة لكل فئة ليست هي بالضرورة الحدود الفعلية لهذه الفئة. فاذإ كانت الأوزان كما في هذا المثال قد أخذت لأقرب كيلوجرام، فاخدود الفعلية للفئة ١١٥٥ ١١٩ هي ٥ر١١٤ و ٥ر١١٩ لأننا أثناء القياس كان الشخص الذي نحصل على طوا لمه قدره ٧ر١١٠ أو ٨ر١١٤ أو ١١٤٨ أو ١١٤٨ أو ١١٤٨ أو ١١٤٨ أو الخر كيلوجرام فمعنى هذا أننا كنا نتغاضى عن الكسور فمن كان وزنه لآخر كيلوجرام فمعنى هذا أننا كنا نتغاضى عن الكسور فمن كان وزنه

- (١١٥/ )كنا نعتبر وزنه (١١٥) فقط وحينئذ يكون الحد الفعلي لهذه الفئة الأدنى هو (١١٥) والحد الأعلى لها (١١٩).
- ٣) لسهولة الجدولة ووضوح الجدول فاننا لا نستخدم الحدود الفعلية للفشات
   كما في مثلنا هذا ولكن ننص في البداية على ما إذا كان القياس قد تم بعملية
   التقريب أو بالتغاضي عن الكسور وأخذ الأوزان لآخر رقم صحيح.
- ٤) غن نحتاج لاجراء العمليات الحسابية والاحصائية إما إلى الحد الأدنى للفئة أو ما تسميه موكز الفئة. ومركز الفئة نتخذه على أنه الممثل لكل الدرجات في هذه الفئة، فاذا أخذنا الفئة ١٤٥ ـ ١٤٩، نجد أنه يقع فيها ثمانية وما دمنا لا نعرف من الجدول الدرجات الفعلية لهؤلاء الثمانية فاننا نأخذ الرقم ١٤٧ الذي يمثل مركز الفئة على أنه الممثل لدرجات هؤلاء الثمانية وكأن الجميع كانت أوزانهم ١٤٧ ومن المستحسن أن تكون بداية الفئة تقبل القسمة على طول الفئة.

#### جدولة التكوار النسى Tabulation of Frequency Ration

التكرار النسبي لأي فئة هو ببساطة التكرار الذي يقع في هذه الفئة مقسوماً على العدد الكلى للحالات ويتم التعبير عنه بنسبة متوية والتكرار النسبي يغيدنا: -

أولاً: حين نقارن نسبة الحالات التي تقع في أجزاء التوزيع المختلفة . ثافياً: وعند مقارنة التوزيعات لمجموعات مختلفة كما أن النسبة المئوية تعطي لنا دلالة أقدر من العدد المطلق Absolute Figures .

ثالثاً: وهو أيضاً له أهميته حين نتكام عن التوزيع الاحتمالي. والجدول التالي يبين التوزيع التكراري النسبي لأوزان 10 طالباً:-

التوزيع النسبي ٪	(ك) التكوار	(ف) الفئات
٥ر٢	, 1	174 - 170
۵ر۲	١	۱۷٤ - ۱۷۰
ره <sup>۱</sup>	۲	179 - 170
٥ر٧	٣	175 - 170
ەر∨	٣	. 104 - 100
٥ر١٢	٥	101 _ 10+
	λ	124 - 120
ر۱۵	٦	122 - 12.
٠,١٥١	٦	179 - 180
0,7	١	148 - 140
۵ر۷	٣	144 - 140
صفر	صقر	171 - 17.
٥ر٢	3	.119 - 110
Xi··	ن == ن	

## سان التكرار المتجمع الصاعد للتكرارات وللنسب المثوية:\_

عندما نحتاج إلى بيان عدد الأفراد الذين يقعون تحت درجة أو نقطة معينة وأولئك الذين يقعون فوقها وكذلك نسبتهم المئوية، فانه يساعدنا على ذلك التكرار المتجمع الصاعد للتكرارات وللنسب المئوية لها والذي سوف نتبين فائدته عندما نقوم بحساب الوسيط والترتيب المئوي.

#### خطوات حساب التكرارات المتجمعة الصاعدة: .. إ

نيدياً من نهاية عامود التكرارات في توزيعنا الحالي ولمجمعها على التوالي،
 وفي هذا التوزيع نقوم بجمع واحد + صفر، وهو التكرار الثاني من

أسفل، فتكون النتيجة واحد، فنضع هذا (الواحد) في عامود جديد مطلق علمه التكرار المتحمع الصاعد، وإذا أضفنا هذا المجموع إلى التكرار في الفئة الثالثه، فيكون المجموع ( ٤ ) وهذا الرقم نضيف إليه بعد ذلك تكرار الفئة الرابعة فيكون المجموع ( ٥ )، فاذا أضفنا إليه التكرار في الفئة الخامسة يكون العدد ( ١١) وهكذا حتى نصل إلى آخر فئة لنصل بالعدد إلى ( ٤٠ ).

- بيين كل رقم في التكرار المتجمع الصاعد عدد الأفراد أو التكرارات تحت الحد الأدني الفعلي للفئة التالية لها. ففي الفئة السادسة يدل الرقم (١٧) على أن هناك (١٧) طالباً أوزانهم أقل من ٥ر٤٤١ وهذه هي الفئة التي تمثل الحد الأدنى للفئة التالية (١٤٥ ــ ١٤٩) وتمثل الحد الأعلى في الوقت نفسه للفئة (١٤٠ ــ ١٤٤).
- كما يمكن الحصول على الترتيب المئوي للمتجمع الصاعد بقسمة كل عدد في عامود التكرار المتجمع الصاعد على العدد الكلي للدرجات ٤٠ ووضع النسبة المئوية التي يتم الحصول عليها في عامود رابع وأمام كل فئة ونطلق على هذا العامود النسبة المئوية للمتجمع الصاعد.

التكرار المتجمع الصاعد للتكرارات وللنسب المثوية لأوزان 10 طالباً

النسبة المثوية للتكرار المتجمع الصاعد	التكرار المتجمع الصاعد	(ك) التكوار	(ف) الفتات
1000-	٤٠	1	147 - 170
٥ر٧٧	<b>٣</b> 4	١ ،	178 - 17.
رهه	٣٨	۲	174 - 170
٠,٠٠	<b>77</b>	٣	178 - 17.
۵۲۲۸	**	*	109 - 100
ره <b>۷</b>	٣٠	٥	102 - 10.
777	**	_ ^	129 - 120

النسبة المتوية للتكرار المتجمع الصاعد	التكوار المتجمع الصاعد	(ك) التكوار	(ف) الفئات
٥ر٢٤	17	٦	121 - 11.
۵ر۲۷	W	٦	174 - 170
٥ر١٢	٥	١	171 - 17.
117-	٤	٣	179 - 170
٥ر٣	١	صفر	171 - 17.
٥ر ٢	•	١	119 - 110
		ن ≕ د	

#### التمثيل البياني Graphic Presentation

يمكننا أن نمثل الدرجات التكرارية والتكرارات النسبية برسوم بيانية أهمها المدرج التكسراري Frequency والمضلسع التكسراري Frequency Curve والمنحنى التكراري الصاعد Polygon

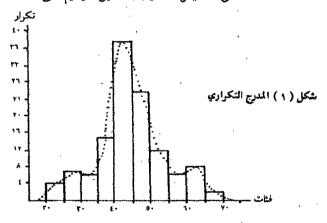
#### خطوات رسم المدرج التكراري Frequency Histogram بـ

- ١) نرسم خطأ أفقياً وآخر عمودياً بلتقى في نهايته من على اليسار.
- ثم نضح الفتات على المحور الأفتي الذي نطلق عليه عادة المحور س بعد
   تقسيمه إلى أقسام متساوية تاركين مسافة في نهايته تساوي كل مسافة من
   المسافات الأخرى التي قسم إليها هذا المحور.
- ٣) نجعل المحور الرأسي الذي يطلق عليه عادة الرمز ص يمثل التكرارات في
   كل فئة أو النسب المئوية ذلك في حالة إذا ما كان الرسم سيمثل التكرار
   النسي .
- ٤) نرسم بعد ذلك خطأ أفقياً موازياً للمسافة التي تمثلها الفئة على المحور
   الأفقى عند التكرار في هذه الفئة كما يتبين على المحور الرأسي ثم نسقط

أعمدة من نهاية الخطوط الأفقية التي قمنا برسمها لتلتقي بحدود الفئات . فهذا يعطينا المدرج التكراري المطلوب .

 نلاحظ أن كل عمود يمثل مساحة هذه المساحة تمثل جزء من المساحة الكلية للمدرج والمساحة الكلية تمثل وحدة أي واحد صحيح بالتالي مساحة كل عمود تمثل نسبة من هذه الوحدة.

يلاحظ أن الأعمدة التي أسقطها ستكون مشتركة كحدود فأصلة بين كل فئة وأخرى أي أن الرسم سيكون في شكل أعمدة ملتصقة ومشتركة بين الفئات المتلاصقة. على أن يمثل التكرار بمستطيل مرسوم على الفئة كلها...

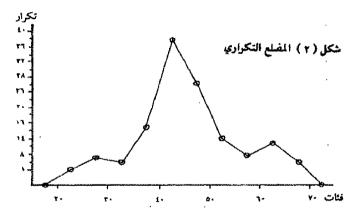


## خطوات رسم المضلع التكواري Frequency Polygon

- انرسم المحورين س، ص ونجعل المحور الأفقي ه س، للفئات والمحور الرأسي ه ص، للتكرارات وذلك بنفس الطريقة التي سبق شرحها في رسم المدرج التكراري.
- ٣) نمثل للتكرارات بنقطة أو بعلامات « × » نضعها مباشرة فوق مركز
   الفئات وعند النقطة التي تمثل مراكز هذه الفئات.

- ٣) نقوم بتوصيل هذه النقط أو العلامات بخطوط مستقيمة فينشأ لدينا مضلع تكراري.
- وحتى يتم استكمال المضلع نوصل النقط التي تمشل المتكرار في الفئتين
   المتطرفتين إلى منتصف المسافة التي تركناها على كل طرف من أطراف
   المحور (س).
- ويلي هذا مضلع تكراري رسم على المدرج التكراري السابق بعد رسم أعمدته منقوطة لنبين الفرق بين الاثنين.
- ويلاحظ من الرسم أن مساحة المضلع التكراري Polygon تساوي مساحة المدرج التكراري Histogram .

والرسم التالي يمثل مضلع تكراري لأوزان ٤٠ طالباً: -

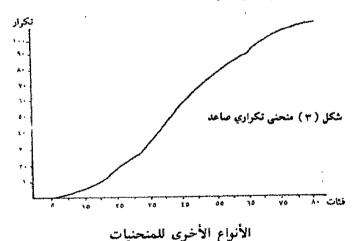


#### المنحنى الصاعد

نتوصل إلى الحصول على المنحنيات الصاعدة باستخدام التكوارات المتجمعة الصاعدة للدرجات الخام أو للنسب المئوية والتي سبق أن شرحنا كيفية التوصل إليها.

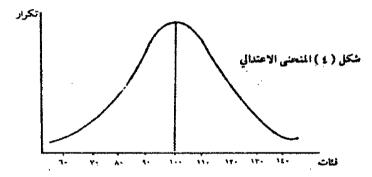
## خطوات رسم المنحني الصاعد:-

- ا سنقوم برسم المحبوريين س، ص كما في المدرج التكراري والمضلع التكراري بحيث يمثل المحبور الأفقي «س» فنات الدرجات ويمثل المحبور «ص» التكرارات الصاعدة.
- إن هذا النوع من الرسوم البيانية نضع النقط التي تمثل التكرارات في نهاية الفئة بدلاً من مسركوز الفئة كما في المضلع التكراري وهذا من الاختلافات الهامة بين الرسمين بالاضافة إلى اختلاف ما يمثله المحور ه ص « في كلا الرسمين ، ذلك أنه في المنحنى الصاعد يمثل التكرارات الصاعدة كما سبق القول



## ١) المنحنى الاعتدالي Normal curve

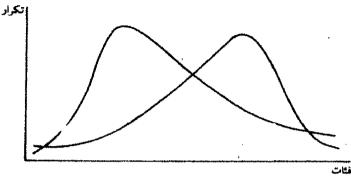
ويسمى المنحنى الاعتدالي أو المنحنى الجزئي او المنحبي العرصي أو المنحنى الاحمالي، ويتميز هذا المنحنى في شكله بالسيمرية أي أننا إذا أسقطنا عمودا من قمته إلى قاعدته فانه يقسمه قسمين متساويين ينطبقان على بعضها تمام الانطباق وهذا التوزيع المشائي تسوزيسع فسرضي لأنسا نفترض أننا إذا اخترنا أية مجموعة بطريقة عشوائية من جهسور كبر وطبقنا على أفراده أي اختبار فلا بد أن تتوزع الدرجات على هذا الشكل، بمعنى أننسا نفترض أن السات المختلفة أو القسدرات أو الاستعدادات والتي يمكن قياسها توزع بين الأفراد جيعاً في هذا الشكل، ونظراً لما لهذا المنحنى من أهمية في علم الاحصاء وفي علم النفس، لذلك سوف نتناوله بعد قليل بشيء من التفصيل، ونورد فيا يلي رساً ببين شكل هذا المنحنى ويلاحظ أن لهذا المنحنى قمة واحدة، ذلك لأن فئة شكل هذا المنحنى قمة واحدة، ذلك لأن فئة من فئاته تتوافر فيها التكرارات أكثر من أي فئة أخرى.



## ٢) النحنيات الملتوية ...

كثيراً ما ينتج لدينا بعد توزيع الدرجات منحنى ذو قمة واحدة ولكنه ملتوي عيناً أو يساراً أي أن الفئة التي تتواتر فيها التكرارات أكثر من غيرها تميل ناحية الدرجات المرتفعة ويكون الالتواء إلى اليمين أو تميل ناحية الدرجات المنخفضة ويكون الالتواء إلى اليسار وفي الحالة الأولى نسمي المنحنى منحنى ملتوي سلبياً وفي الحالة الثانية نسميه منحنى ملتو أيجابياً. وسوف نتبين معنى ذلك في شَرَّحنا للمقاييس التي تسمى عقاييس النزعة المركزية والشكلان المتساليسان عمثلان منحنين ملتويين

أحدهما ملتوياً التواءاً سلبياً والآخر ملتوياً التواءاً ايجابياً.



شكل ( ٥ ) الالتواء الموجب والالتواء السالب

#### ٣) المنحنيات ذات القمتين:...

قد ينتهي التوزيع بنا إلى الحصول على رسم بياني في شكل منحنى ذي قمنين أي توجد فيه فئتان يتواتر فيها التكرار أكثر من غيرها من الفئات كها قد يكون هناك في بعض التوزيعات أكثر من قمتين.

#### =: Smoothing of the curves عهيد المنحنيات

في المضلع التكراري وفي المنحنى الصاعد تلاحظ أنه نتيجة لتوصيل النقط التي تمثل التكرارات بخطوط أن المنحنى ليست فيه تسوية أي أنه ليس ممهداً فإما أن تم التسوية والتمهيد باليد أو بالطريقة التي يطلق عليها طريقة المتوسط للمنحرك Moving average or Runing average

#### خطوات تمهيد المنحنيات:..

نحصل على الدرجة الممهدة للفئة بأن نجمع تكرارات هذه الفئة على نكرارات الفئة اللاحقة والسابقة ونقسم الناتج على ٣ وفي توزيعنا السابق هي صفر + 1+ صفر = ١ مقسوماً على ٣ = ٣رـ تقريباً.

فاذا أخذنا الفئة التي تليها وتكرارها صفر ويسبقها ١ ويليها ٣ يكون المجموع ٤ بقسمة ٤ على ٣ يكون الناتج مساوياً ٣ ١ ونستمر في هذه العملية. فاذا حاولنا التمثيل بيانيا للدرجات التي تحصل عليها فان الرسم الناتج يكون ممهداً.

وفيا يلي الدرجات الممهدة للتوزيع التكراري لأوزان ٤٠ طالباً بـ

التكرارات المهدة	(ك) التكرار	الفئات
- 57	1	174 - 170
£ر١	\	145 - 14.
<b>ر۲</b>	۲	179 - 170
<b>۳</b> ر۳	٣ -	١٦٤ ١٦٠
٦٦٦	٣	101 - 100
۳ر۵	0	108 - 10-
۳ر۲	٨	105 120
<b>-ر</b> ٦	٦	125 - 120
٣ر٤	٦	189 - 180
۳٫۳	١ ،	182 - 180
۴ر۱	<b>Y</b>	144 - 140
۳ر۱	صنر	171 - 17.
۳ر —	1	119 - 110

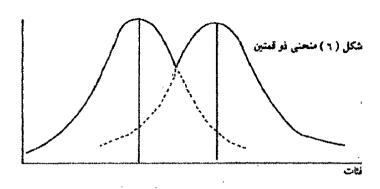
# الفصل الثاني

## مقاييس النزعة المركزية Central Tendency Measures

الدرجة التي يحصل عليها الفرد في اختبار للذكاء أو التحصيل الدراسي أو أي اختبار نفسي آخر هي درجة خام لا قيمة لها إذا لم تكن تبين أن هذا الفرد متوسط أو أقل من المتوسط أو فوق المتوسط أو ممتاز والمحك Criterion الذي يعطي لنا هذه الدلالة هو ما نطلق عليه كلمة معيار Norm ، فالمعيار إنما هو مستوى قياسي نرجع له لفهم دلالة الدرجة التي يحصل عليها الفرد في أي اختبار ، لذلك فالاختبارات التي لا معاير لها لا تكون لها قيمة ، ولهذا فان الاخصائيين يهتمون بمقارنة أي درجة يحصل عليها الفرد سواء أكانت تدل على طوله أو وزنه أو هي درجته في اختبار نفسي بدرجة مرجعية حتى تكون لهذه الدرجة الخام معنى ، ولقد تبين أن الدرجات تتمركز حول درجات وصفية أو درجات قياسية أو قيم مركزية هي المسوسط الحسابي Arithmetic Mean والوسيط المسابي Median والمنوال هافة الرياضة مثلاً ، وكان لدى ألدرجة التي حصل عليها الفرد (أي فرد) في مادة الرياضة مثلاً ، وكان لدى أيضاً متوسط درجات زملائه في هذه المادة ، فانني أستطيع أن أحكم عها إذا كانت درجته هذه متوسطة أو فقل من المتوسطة .

والمتوسط لا يكون له أي معنى إذا لم يكن هؤلاء الأفراد الذين تقارن درجاتهم متجانسين لا يواعى فيهم انتقاء معين، كما ينبغي أن يكونوا من سن واحدة وجنس واحد ولغة واحدة .

وإذا حاولنا معرفة متوسط السن في بلد كالولايات الأميركية تتعدد فيه



الأجناس والطبقات، وبالتبالي اللغات (هنبود حمر - زنبوج - يهود - مهاجرون من بلاد الكتلة الشرقية والكتلة الغربية ومن البلاد النامية) فأنه ينبغي علينا اختبار عينة ممثلة لكل عناصر هذا المجتمع بنسب متساوية لأعدادها الحقيقية، ولسنا في حاجة إلى حصر كل أفراد هذه الفئات للحصول على المتوسط الذي نريده، إنما يقتصر عملنا على عينة مكونة من ٣٠ أو ٥٠ فردا أو يزيد يختارون بطريقة عشوائية Randomly، ولكي نحدد العدد المناسب الذي يغتاره لتكوين عينة ممثلة، فإن المنحنى الاعتدالي يمكن أن يساعدنا في هذا الصدد، فإذا رسمنا رسما بيانيا يمثل عوره الأفقي متغير السن والمحور الرأسي عدد الأفراد، فإذا أعطى لنا هذا الرسم شكل المنحنى الاعتدالي أو كان قريبا من المنحنى الاعتدالي، فإن هذا يعني أن عدد أفراد العينة الذي اخترناه يكون عدداً كافياً، وإذا كان الرسم الذي حصلنا عليه بعيداً عن المنحنى الاعتدالي، فإن هذا يعني أن عدد أفراد عينتنا...

## المتوسط الحسابي Arithmetic Mean

لنفرض أن هناك ست تلاميذ حصل كل منهم على مصروفه اليومي وكانت المبالغ التي حصلوا عليها بالقرش على النحو التالي = 17 - 11 - 11 - 11 = 10 - 10 = 1

 فمن الممكن استخراج المتوسط الحسابي بجمع هذه الدرجات كلها وقسمة الناتج على العدد (٣١) وبهذا نحصل على المتوسط المطلوب ولكن نلاحظ هنا أن الرقم الواحد يتكرر أكثر من مرة لذلك فليس من الضروري أن نجمع الرقم ١٠ مرتين والرقم ١١ خس مرات والرقم ١٠ أربع مرات، وإنما من السهل علمنا أن نسر تبعاً للخطوات التالية: --

- نرتب الدرجات تنازلياً ونضعها في عامود نطلق عليه الرمز (س)
   ثرتب الدرجات كل درجة أمامها في عامود ثان نرمز له بالرمز (ك) أي
   التكرار.
- \_ وبعد ذلك نضرب كل درجة في التكرار المقابل لها ونضع الناتج في عامود نرمز له بالرمز (س ك).
- ثم نجمع الدرجات في العامود (س ك) ونقسم الناتج على عدد التكرارات (٣١) وبذلك نحصل على المتوسط الحسابي المطلوب.

ونلاحظ أننا قد استخدمنا الرموز، فكان الرمز (س) يدل على أي درجة والرمز (ك) يدل على التكرار، والرمز (س ك) يدل على ناتج ضرب س أي قيمة أي درجة في ثكرارها (ك) وان (بحس ك) وهو مجموع الدرجات الناتجة عن ضرب (س X ك) أي أن (بحس) تعني المجموع، والرمز (ن) يدل على مجموع أفراد العينة.

لذلك، فإن المتوسط سوف نرمز له بالرمز (س) وتكون المعادلة التالية :-

		_ مجس	_ 
س ك		r	_
س ب		, m	
	Υ	14	
7.2	۲	17	
٥٥	٥	11	
٤٠	٤	١٠	
0 %	٦	٩	

77	ž	٨
7.4	٤	٧
17	۲	٦,
١.	۲	٥
مجہ س ك ٢٨١	71 Ü	,

اذن س تساوي ( 
$$\frac{عجه س ك}{\dot{v}}$$
 ) =  $\frac{r \wedge 1}{m}$  =  $r \cdot c \wedge r$ 

## استخراج المتوسط الحسابي باستخدام مركز الفثة: -

- ـ نوزع الدرجات توزيعا تكراريا
- نكتب مركز الفئة امام كل فئة في عامود ثالث وترمز له بالرمز (س).
- بعد ذلك نضرب مركز كل فئة في تكرارها ونضع الناتج في عامود
   جديد نرمز له بالرمز (س ك).
- م نجمع الارقام في هذا العامود ونقسمها على العدد الكلي أي عدد افراد العينة أي على (ن). ولو استخدمنا المثال السابق اعطاؤه والخاص باوزان الطلاب البالغ عددهم (٤٠)، فاننا نتبع ما يلى:

ك س (التكسرار × مسوكسز الفئات)	س ( مركز الفشات)	ك التكرار	الفئات
177	۱۷۷	1	144 - 140
۱۷۲	١٧٢	, N	178 - 17
772	177	۲	179 - 170
٤٨٦	175	٣	176 - 170
£ 74.3	104	٣	104 - 100
٧٦٠	107	٥	10% - 10.

ك س (التكوار × موكز الفثات)	س. ( مركز الفيّات )	ك (التكرار)	الفيّات
۱۱۷٦	1 £ Y .	٨	129 - 120
AOY	111	; 4	120 - 12.
ATT	144	٦	179 - 170
188	177 .	١	18 - 18.
77.1	144	۳	174 - 170
صفر	177	صفر	178 - 17.
117	117	١	119 - 110
مجسك س ≕≕ ۵۸۸۰		ن = ن	

#### حساب المتوسط باستخدام متوسط فرضي:

نضطر احيانا في الطريقة السابقة ان نتناول ارقاما كبيرة، مما يجعل عملية الضرب في مركز الفئات صعبا خاصة اذا كان مركز الفئة كسرا عشريا كما يحدث في كثير من الاحيان، لذا يضبع استخدام طريقة المتوسط الفرضي، فاذا اردت على سبيل المثال ان اقيس اطوال فريق كرة الطاولة الخاص بكلية الآداب والبالغ عددهم (٩) افراد، فانه ينبغي ان يجري قياسهم من اعلى الرأس إلى اخمص القدم، ولكن تصادف أن وقف أول لاعب أمام قاعدة خشبية ارتفاعها متر واحد فقست طوله من بداية هذه المائدة حتى قمة رأسه، مم توالى قياس اطوال اللاعبين الآخرين على هذا النحو، فكانت اطوال اعضاء الفريق هذا على النحو التالي:

١٥ سم، ٤٩ سم، ٦٠ سم، ٦٥ سم، ٤٨ سم، ٥٢ سم، ٢٥ سم، ٢٠ سم، ٢٦ سم، ٢٠ سم، ٢٠ سم، ٢٠ سم، ٢٠ سم، ونلاحظ ان هذه الاطوال المست هي الإطوال المقيقية عي هذه الارقام مضافاً إليها ارتفاع القاعدة الخشبية (أي المتر) فالاطوال المقيقية عي هذه الارقام مضافاً إليها ارتفاع القاعدة الخشبية (أي المتر) فالإطوال المقيقية عي هذه الارقام مضافاً إليها ارتفاع القاعدة الخشبية (أي المتر) فالإطوال المقيقية المتركة المتركة

على النحو التالي: ١٥١ سم، ١٤٩ سم، ١٥٥ سم، ١٦٠ سم، ١٦٥ سم، ١٤٨ سم، ١٥٢ سم، ١٥٧ سم، ١٦٢ سم.

وهذه الاطوال هي نفسها لو انني قمت بقياس هؤلاء اللاعبين دون ادخال ارتفاع قاعدة خشبية ، أي لو انني قمت بقياسهم مباشرة من قمة رأسهم إلى اخمص اقدامهم .

اذن فان المتوسط = 
$$\frac{1799}{9}$$
 عمر اذن فان المتوسط

في المثال الاسبق لاوزان الطلاب نختار الفئة ١٤٥ سـ ١٤٩ والتي مركزها (١٤٧) وسيكون هذا الرقم هو المتوسط الفردي، ولقد تأتى هذا بعد أن:

- ١ \_ نوزع الدرجات في توزيع تكراري
- ٢ ـ ونختار فئة من الفئات، ويحسن أن تكون وسط التوزيع، ونأخذ مركز
   هذه الفئة ونجعله المتوسط الفردي (وهذا ما سبق أن حددناه).
- ٣ ـ ثم نحسب انحراف كل فئة عن الفئة التي يقع فيها المتوسط الفردي من ناحية عدد الخطوات التي تبتعد فيها عن الفئة المختارة ونضع انحراف كل فئة في عامود نميزه بالرمز (حَ ) اي الانحراف، وسيكون انحراف الفئة التي انخذت كمتوسط فردى تساوى (صفر) بينا سيكون انحراف الفئة التي تعلوها خطوة واحدة بالزائد، والفئة التي تليها خطوة بالناقص، ذلك ان الفئات تصعد الى اعلى.
- ٤ ــ بعد ذلك نحسب انحراف كل فئة بضرب التكرار في الانحراف اي (ك
   ٢ حــ ) ونضع الناتج في عمود رابع نرمز له بالرمز (ك حــ).
- ٥ ــ ونجمع الارقام في هذا العمود (ك حَ)، ونلاحظ ان الفئات الاعلى فوق
   الفئة التي اتخذت كمتوسط فردي ستكون علاماتهم جميعا بالزائد، بينا
   الفئات الاسفل منها ستكون علاماتها جميعا بالناقص.

ويمكن لنا الحصول على مركز الفئة بجمع الحد الادنى للفئة والحد الادنى

للفئة التي بعدها، اي ١٤٥ + ١٥٠ وقسمت المجموع على (٢) فيكون = 10.0 أو اضافة تصف (١/٢) مدى الفئة الى حدها الادنى اي 15.0 + 15.0 المنافة تصف (١/٢) مدى الفئة الى حدها الادنى اي = 1.0

واليك الجدول التكراري التالي لحساب المتوسط باستخدام متوسط فرض لاوزان . ٤ طالباً :-

التكرار 🗴 الاغراف (ك ح)	الاغواف (ح)	التكرار (ك)	الفئات (ف)
٦ +	7 +	١	174 - 170
0 +	٥+	١	175 - 17.
л <del>+</del>	٤+	۲	174 - 170
۹ +	۳+	٣	178 - 17.
٦ +	۲+	٣	104 - 100
0 +	١+	٥ ,	101 - 10-
مقر + ۳۹	صفر	۸	154 - 150
		فلة المتوسط الفرضي	
<b>*</b> ••	١	٦	125 - 12.
14	۲ _	٦	144 - 140
٣ -	٣	١	178 - 17.
۱۲ -	٤ -	۳ .	179 - 170
صفر	٥ ـ	صفر	176 -17.
٦	٦	١ ،	14 - 110
۹			,
<b>44</b> -			***************************************
مجسح = + ۲۹ - ۲۹ = صفر		بجـ ك = (٤٠)	

اذن المتوسط يساوي ۱٤٧ + صفر  $\times$   $\times$   $\times$  1٤٧ اذن المتوسط  $\times$  مركز الفئة الصفرية  $\times$  مركز الفئة  $\times$  طول الفئة  $\times$ 

## حساب المتوسط الحسابي في حالة القيم المتقطعة Discrete values

لا تختلف طريقة المتوسط الحسابي في هذه الحالة عنها في حالة القيم المتصلة، إلا في عدم وجود الفئات، وعلى ذلك نتخذ القيمة المعطاة لنا بدلا من مركز الفئة، كما نعتبر مدى الفئة (١).

والجدول التالي يوضح لنا توزيع عدد الابناء في ١٠٠ عائلة بنـ

التكوار X الاغواف ك X ح	الانحواف ح	عدد العائلات	عدد الأبناء في العائلة
17 -	£ _	٣	صفر
Y1 -	۳	, <b>v</b>	١
<b>۲۲</b> -	. Y =		۲
12 -	, 1 <b></b>	1 &	٣
صفر	صقر		1
71	١.+	17	٥
71	۲ +	17	٦
71	۳+	Y	, v
٧.	٤+	, 0	٨
١٥	o +	* *	٩ - ١
۱۲	7 +	٣	١.
بـكح/= + ١٠٨ 	بجــك=٢٠٠		

 $160 \text{ lhight} = 2 + \frac{\pi q}{100} = 2.7$ 

#### تمرين (١):

· طبق اختبار على عينه مكونة من ٢٠٠ طالب وكانت درجاتهم على النحو التـــالى: ٤٠١، ١٠٨، ١٣٢، ١٣٨، ١٣٨، ١٣٦، ١٣٨، ١٣٨، 4172 617A 6114 6164 614A 6142 6177 611A 6114 071; X11; K.1; 3.1; FT1; YT1; 3.1; X.1; X.1; 1113 3713 7713 Y713 7113 3713 0113 -313 7713 111, 771, 711, 011, 011, 771, P11, X11, P11, 671, 171, 211, 771, 011, 771, 371, 711, 111, 011, 771, 711, 371, 071, 111, 311, 771, 011, 175 . 179 . 175 . 187 . 187 . 187 . 189 . 189 . 189 471, 371, All, VII, (171, -171, -171, -171, PIL, 111, 171, 371, 071, 711, 171, 171, 771, 771, . 177 . 171 . 171 . 271 . 271 . 271 . 171 . 171 . 171 . 171, 771, 771, 771, -71, 711, 271, 171, 171, 171 . 177 . 171 . 174 . 177 . 177 . 177 . 178 . 179 . 171 . 171 . 177 771, P71, A71, 271, 071, 071, 371, 371, 071, 771 × 771 × 171 × 771 × 771 × 771 × 771 × 771 × 371 × . 17 . 271 . 171 . 171 . 771 . 771 . 171 . 171 . 771 . 171 271 271 471 471 471 471 471 471 471 371 371

. 170 . 170 . 171 . 171 . 171 . 177 . 177 . 177 . 177

. 174 . 174 . 171 . 17.

#### المطلوب:

استخراج المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة مع ذكر كل الخطوات التي قمت بها للحصول على هذا المتوسط.

### تمرين (٢):

التوزيع التكراري التالي لدرجات مجموعة من الطلاب عددهم ١٠٠ طالب تقدموا الامتحان النقل في احدى المدارس.

التكوار	الفئات
Y	££ - £.
£	٤٩ - ٤٥
17	01 - 0
۱۷	04 - 00
۲۱	75 - 37
١Ý	79 - 70
10	V1 - V+
Y	Y4 - Y0
	A1 - A
1 .	A9 - A0

### المطلوب:

١ \_ حساب المتوسط الحسابي عن طريق المتوسط الفرضي .

٣ ــ ايجاد مركز الفئات

٣ ... ايجاد التكرارات المهدة.

تمرين (٣): التوزيع التالي بين درجات مجموعة من الطلاب يبلغ عددهم ٢٠٠ طالب،

التكرار	موكز الفئات .
1	17
٣	٧٠
٥	71
11	۲۸ '
**	. ***
٣٥ .	77
٤١	٤٠
٣٣	٤í
40	٤٨
44	٥٢
٧	٥٦
4	٦.
٠.	71

## المطلوب:

١ ـ ايجاد الفثات بعدها الاعلى والادنى

٢ ـ رسم المضلع التكراري

٣ ـ ايجاد التكرار المتجمع الصاعد.

### تمرين (٤):

أعطيت لك تقديرات ٢٠ طَالبًا، وكانت كالآتي،

جيد \_ ضعيف \_ ممتاز \_ جيد جدا \_ ضعيف \_ مقبول \_ جيد \_ جيد \_

مقبول \_ جيد \_ جيد جدا \_ مقبول \_ مقبول \_ ضعيف \_ مقبول \_ مقبول \_ جيد جدا \_ مقبول \_ مقبول \_ جيد .

### المطلوب:

١ \_ وضعها في جدول مناسب، مع ذكر كل الخطوات التي قمت بهًا.

٣ ـ رسم مضلع تكراري لهذه التقديرات

### غرين (٥):

لدينا عشرون إسره افرادها على النحو التالي:

#### .. المطلوب:

۱ \_ وضعهم في جدول تكراري Frequency Table

۲ \_ رسم مدرج تکراري

## غرين (٦):

حصلت ٥٥ عاملة على الدرجات الآتية في امتحان محو الامية:

27 11 17 1 70 40 10 17 ۳. ۲. 1 4 ٠. Ā ۲V 11 24 1.4 13 71 17 T 2 17 17 ۳. 17 . 74 . 77 T+ TE 24 1.8 TY ٨

TA 14 T. TT TT 11 12 TT

17 17 T- T1 TT TA FF 11 TF

T1 T0

### الطلوب:

١ - استخراج المتوسط الحسابي على أن يكن طول الفئة (٣)

- ٢ \_ رسم مربع تكواري لهذه الدرجات
- ٣ \_ استخراج التكرار المتجمع الصاعد ورسم المنحني المناسب له.
  - ٤ \_ استخراج التكرار المتجمع النازل ورسم المنحني المناسب له .

### الوسيط Median

الوسيط هو القيمة التي تكون نصف القيم على الاقل ، أصغو منها او مساوية لها ، وكذلك نصف القيم على الاقل اكبر منها او مساوية لها واذا كان لدينا قيم رتبت تنازليا أو تصاعديا تكون لدينا حالتان: ١ \_ اذا كان التكرار الكلي فرديا تكون القيمة الوسطى هي الوسيط ٢ \_ اذا كان التكرار الكلي زوجيا فان الوسيط يأخذ على انه نصف مجموع القيمتين الوسطيين . فعلى سبيل المثال اذا كان لدينا اطوال (٩) من الطلبة وهي ١٦٥، ١٧٠، ١٦٥، ١٧٢، ١٦٢، ١٧٢، الالالموال الوسيسط لهذه الاطوال فتقوم بترتيب القيم ترتيبا تصاعديا او ترتيبا تنازليا فنحصل على الآتي: ١٣١ \_ ١٦٤ ـ ١٦٥ \_ ١٦٧ \_ ١٦٧ \_ ١٦٧ \_ ١٧٢ ـ ١٧٢ ـ ١٧٢ ـ ١٧٢ ـ ١٧٢ ـ ١٧٢ منه واربع اطوال اكبر منه .

بمعنى آخر، اذا كان لدينا(ن) من القم، وكانت (ن) عددا فرديا، فان الوسيط هو القيمة التي ترتيبها  $\frac{1}{7}$  اذا ما رتبنا القم ترتيبا تصاعديا او تنازليا.

أما في حالة ان يكون عدد القيم لدينا زوجيا، فان التعريف السابق لا يصلح، اذ انه لا يوجد في هـذه الحالمة قيمة وسطسى، بـل انسا نجد قيمتين وسيطتين، فاذا كان لدينا دخل عشر اسر على النحو التالي:

۳۳ - ۳۲ - ۳۰ - ۲۹ - ۲۸ - ۲۷ - ۲۱ - ۲۰ - ۲۱ - ۲۰ - ۳۰ - ۳۰ - ۳۰ - ۲۰ فنجد ان القيمتين الوسيطينين هما القيمة الخامسة والسادسة ، وهما ۲۷ ، ۲۸ ،

وعلى ذلك يمكن اعتبار الوسيط هو القيمة الواقعة بين 77، 77 والوسيط في هذه الحالة  $\frac{7A+7V}{7}$  - 700 ذلك على اعتبار انه في حالة ما اذا كانت عدد القيم زوجية، فإن الوسيط يكون متوسط القيمتين الوسطين.

وعلى ذلك يمكن ان نعطي تعريفا للوسيط هو انه القيمة التي يكون ٥٠٪ على الاقل من القيم على الاقل من القيم اكبر منها او مساوية لها ، وكذلك ٥٠٪ على الاقل من القيم اكبر منها او مساوية لها .

# كيف نقوم بحساب الوسيط من توزيع تكراري؟

لحسابٌ قيمة الوسيط من جدول تكراري تساوي فيسه جموع التكرارات (ن) نأخذ ترتيب الوسيط وهو ن بصرف النظر عها اذا كانت (ن) فردية او زوجية ونكون جدول تكراري متجمع (صاعد او نازل) وبه يمكن معرفة قيمة الوسيط، وسنفرض ان القيم هنا في الفئة التي يقع فيها الوسيط تتوزع على ابعاد منتظمة داخل الفئة، والجدول التالي يبين درجات ١٠٠ طالب في امتحان للغة العربية:

التكرار المتجمع الصاعد	التكرار (ك)	الفئات ( ف )
. 1	٣	71 - 7.
47	۸ .	04 00
۸۹	١٣	01 _ 0+
77	10 -	19 - 10
٦١ الفئة الوسيطية	۲٠	11 - 1.
11 التكرار المتجمع	17	49 - 40
السابق للفئة الوسيطية		

التكرار المتجمع الصاعد	التكوار (ك)	الفئات (ف)
70	١٣	7£ - 7.
١٢	۹	Y9 - Y
٣	٠ ٣	٣ - ٢٠
	مجه ك ١٠٠	

فرتبة الوسيط هنا هو القيمة التي ترتيبها "ب" = ٥٠ اي هي قيمة الدرجة التي عدد التلاميذ الذين يحصلون على درجة اقل منه (اي من قيمة الوسيط) وهي تساوي عدد التلاميذ الذين يحصلون على درجات اكبر منه تساوي (٥٠) ولكننا نعرف ان هناك ثلاثة تلاميذ يحصلون على درجات اقل من ٢٥ درجة ، و ٢٦ تلميذ يحصلون درجة ، و ٤١ طالب يحصلون على اقل من ٤٠ درجة ، و ٢١ تلميذ يحصلون على درجات اقل من ٥٥ درجة ، وعلى ذلك قان الدرجة التي يحصل على اقل منها خسون طالبا لا بد ان تقع في فئة الدرجة (٤٠ س) وتعرف هذه الفئة بالفئة الوسطية ، والتكرارات الاصيلة المناظرة لهذه الفئة هي (٢٠) اي ان مناك (٢٠) طالباً يحصلون على درجات اقل من ٤٠ هناك (٢٠) طالباً يحصلون على درجات اقل من ٤٠ من (٤) درجة ، ولما كان هناك ٩ من الطلاب في هذه الفئة تقل درجاتهم على درجات بعد الوسيط . وهم ذوي اقل (٩) درجات في الفئة الوسيطية ، واذا فرضنا ان القيم موزعة بانتظام في هذه الفئة بمني ان ٢٠ طالبا يحصلون على درجات تبعد موزعة بانتظام في هذه الفئة بمني ان ٢٠ طالبا يحصلون على درجات تبعد بعضها عن بعض بمسافات متساوية داخل الفئة ، ما بين ٤٠ درجة الى اقل من طول

وقيمة الوسيط = الحد الادنى للفئة + طول جمزء الفئمة الذي تحتلمه المفردات التسعة الاوليات = 1 + ٢,٢٥ = ٢,٢٥ كراري نتبع ما يأتي: اذن، فلكى نقوم بحساب الوسيط من جدول تكراري نتبع ما يأتي:

الفئة وهي تساوي ٥، اي تساوي 💃 × ٥ = ٢,٢٥ درجة .

۱ ـ نكون جدول تكراري متجمع (صاعد او نازل)

٢ ـ نحدد الفئة الوسيطية ونعين التكرار المنجمع السابق للفئة الوسيطية

٣ \_ نحسب الوسيط باستخدام ، الوسيط = الحد الادنى للفئة الوسيطية . +

(ترتيب الوسيط ما التكراري المتجمع الصاعد السابق للفئة الوسيطية) التكراري الاصلي للفئة الوسيطية × طول الفئة.

واذا اخذنا المثال الحاص بوزن ٤٠ طالب السابق عرضه فاننا نصل الى الوسيط على النحو التالي:

 $= \circ \times^{\frac{\epsilon}{1-0}} + \epsilon \cdot$ 

التكوار المتجمع الصاعد	التكوار	الفئات
٤٠	<b>\</b>	149 - 140
٣٩	1	۱۷٤،۱۷۰
٣٨		179 - 170
٣٦ .	٣	172 - 17.
٣٣	٣	109 - 100
٣٠	٥	101 - 100
۳۰ .	**	119 - 110
70	٨ الفئة الوسيطية	189 - 180
١٧	٦ التكرار المتجمع	122 - 12.
	السابق للفئة الوسيطية	
11	M	189 - 180
٥	1	185 - 18.
٤	٣	119 - 170
١	صفر	112 - 17.

التكوار المتجمع الصاعد	التكوار	الفئات	
١		119 - 110	
	مجاك (٤٠)		

وطبقا لما تقدم فان الوسيط يساوي ١٤٥ +  $\frac{r}{\Lambda}$  + ١٤٥ = ١٤٥ + ١٤٦,٩ = ١.٩

او ان نعرضها بصورة القانون السابق فتساوي:  $+ \frac{V-Y}{\Lambda} \times 0$ 

#### النوال Mode

المنوال هو القيمة التي تكرر اكثر من غيرها اي هي القيمة الاكبر تكرارا، وعلى ذلك فانه يقع في الفئة ذات اكبر تكرار، ونعرف هذه الفئة بالفئة المنوالية، فاذا كان لدينا توزيع تقديرات ١٠٠ طالب في احد مواد الامتحان ممناز (٧) جيد جدا (١٣)، جيد (٢٧) مقبول ٤٠، صعيف (٨)، ضعيف جدا (٥)، فان المنوال هنا هو تقدير (مقبول) ذلك لانه يمثل تقدير اكبر عدد من الطلبة.

ولدينا مجموعة درجات (٩) تلاميذ كانت على الوجه التالي: ٢٥ ـ ٢٠ ـ ٢٨ ـ ٢٨ والمطلوب ايجاد ٢٠ المنوال، هنا لا نجد اي درجة تتكرر وعلى ذلك فان هذه المجموعة لا منوال لها.

وقد نجد في بعض التوزيعات ان المكرار يرتفع الى قدة ثم ينخفض ثانية،

ولكنه يعود الى الارتفاع الى قمة اخرى، وعلى ذلك فان هذا التوزيع يكون له اكثر من منوال.

ويمكن حساب المنوال من توزيع تكراري، ذلك انه في حالة وجود توزيع تكراري لدينا، فان المنوال هو مركز الفئة المنوالية التي يسوجه فيهها اعلى تكرار، ففي مثال اوزان الطلاب البالغ عددهم اربعين طالباً، فان اعلى تكرار وهو ٨ وهو للفئة ١٤٥ - ١٤٩، والتي مركزها هو ١٤٧، وهذه الدرجة هي درجة المنوال، اي ان المنوال هنا باختصار انما يمثل القيمة الاكثر شيوعا وهي القيمة التي تناظر قمة المنحنى الذي يمثل التوزيع التكراري.

على ان نلاحظ ان هناك طرقا مختلفة لحساب المنوال، على ان هذه الطرق المختلفة تعطي نتائج مختلفة، والسبب في ذلك يرجع الى ان هذه الطرق تقريبية وقتلف عن بعضها في درجة الدقة وفي النقريب.

# أ - ايجاد الوسيط بوسم المنحني المتجمع الصاعد أو النازل:

يمكن لنا ايجاد قيمة الوسيط برسم المنحنى المتجمع الصاعد بتعيين النقطة بن على المحور الرأسي، من هذه النقطة نرسم مستقيا أفقيا يقطع المنحنى في نقطة نسقط منها عمودا على المحور الأفقي فيقابله في نقطة تكون هي الوسيط. وبالمثل يمكن لنا ان نحصل على نفس القيمة باستخدام المنحنى التكراري المنجمع النازل (انظر الرسم رقم ١).

# ب \_ ايجاد الوسيط بالرسم من المنحني المتجمع الصاعد والمتجمع النازل:

ومن الممكن أيضا اذا رسمنا المنحنيين الصاعد والنازن على نفس المحاور فانه يمكن لنا تعيين قيمة الوسيط وهو يساوي الاحداثي الأفقي لنقطة تقاطع المنحنيين فاذا نحن اسقطنا عمودا من نقطة تقاطعها على المحور الافتي، فانه يقطعه في نقطة (م) ويكون البعد (م) هو الوسيط.

واذا رجعنا الى الجدول الخاص بدرجات (١٠٠) طالب في امتحان اللغة العربية والتي كان توزيعها على النحو التالي بتكراريها المتجمع الصاعد والنازل:

التكرار المتجمع النازل	التكوار المتجمع الصاعد	التكرار ك	ف الفئات
٣	1	٣	71 - 7.
11	4.4	Ä	09 - 00
45	٨٩	١٣	01 _ 0.
٣٩	۲٦	10	£4 - £0
۵۹	71	۲.	11 - 1·
YO	٤١	17	T9 - T0
۸۸		۱۳	T£ - T+
47	14	.5	T9 - T0
1	٣	٣	T£ - T.

قانه يمكن لنا عن طريق الرسم الحصول على الوسيط والرسم النالي يوضح كيفية ايجاد الوسيط:

- ١ ـ نرسم المحور الافقي وهذا يمثل الفئات والمحور الرأسي يمثل التكرار
   ١ ت ٥ .
- ٢ ـ نسقط عمود من نقطة تقاطعيها على المحور الافقي فيقطعه في نقطة (م)
   وهذه النقطة هي الوسيط وهو هنا يساوي (٤٢) درجة. (انظر الرسم رقم ١)

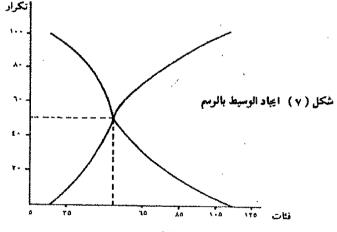
# حساب المنوال بالرسم من التكرار الممهد

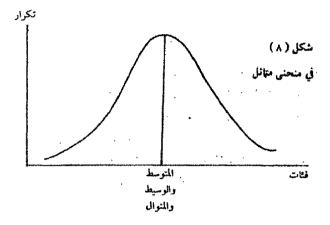
نرسم المنحنى التكواري الممهد للتوزيع، ونسقط عمود من قمة المنحنى على المحور الافقي، فتكون نقطة تقاطع هذا العمود مع المحور الافقي هي قيمة المنوال، وهذا العمود نسمية خط أكبر تكوار، والشكل التالي يبين قيمة المنوال من المنحنى التكراري لدرجات (١٠٠) طالب في امتحان اللغة العربية، ومن الرسم يتبين ان المنوال يساوى (٢٢).

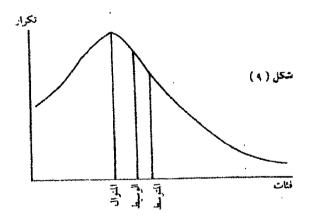
على ان نلاحظ ان قيمة المنوال في هذه الحالة تتوقف على دقة الوسم ودرجة الدقة في تمهيد المنحنى، لأن القيمة تتوقف على هذا التمهيد (انظر الرسم رقم ٢)

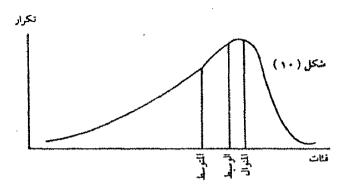
مقارنة بين المتوسطات الثلاثة: المتوسط، الوسيط، المنوال

- في التوزيم المتاثل تكون هذه المتوسطات الثلاة متطابقة.
- ان المتوسط الحسابي يستخدم في حسابه جميع القم، لذا فهو أدق هذه
   المتوسطات الثلاثة.
- ... الوسيط أو المنوال لا يتأثران بالقيم المتطرفة، كما انه في حالة الجداول التكرارية المفتوحة يمكن الحصول عليها.
- المتوسط الحسابي يتأثر بالقيم المتطرفة، كها انه في الجداول التكوارية
   المفتوحة يتعذر حسابه.
- المتوسط الحسابي في التوزيعات المثوية يتجه عادة ناحية الطرف المدبب
   أي الملتوي بينا الوسيط يقع عند منتصف المسافة التي يمثلها التوزيع.
   والاشكال الثلاثة تبين موضع هذه المتوسطات الثلاثة ...









# متى يفضل استخدام مقاييس النزعة المركزية؟

### أولا - المتوسط الحسابي:

يفضل استخدام رالمتوسط الحسابي:

أ ــ اذا كان توزيع العينة التي لدينا متاثلا حول المركز او اعتداليا. ب ــ واذا كنا نريد الحصول على معامل يمكن استخدامه في مقاييس الدلالة او التشتت.

جـ ـ واذا أردنا الحصول على معامل يتميز بقدر كبير من الثبات.

### ثانيا .. الوسيط:

أ \_ اذا كان التوزيع الذي لدينا توزيعا ملتويا وبه قيها متطرفة جدا . ب ـ واذا كان جدول التوزيع لدينا مفتوحا . ح \_ وإذا كنا نريد الحصول على معامل في اقصر وقت.

د ... واذا كان هدفنا معرفة قيمة لعينة وعها اذا كانت هذه القيمة تقع في النصف العلوي او السفلي للتوزيع الذي لدينا.

#### ثالثا \_ المنوال:

يفضل استخدام المنوال:

أ \_ اذا أريد الحصول على معامل مركزي في أقصر وقت بمكن.

ب \_واذا كان هدفنا معرفة القيمة التي يتفق فيها اغلب أفراد المجموعة التي لدينا.

# تمارين

### تمرين (١):

| Illustration | Il

### المطلوب:

- ١ \_ حساب الوسيط من الجدول التكواري بالطريقة الحسابية.
- ٢ ــ رسم المدرج التكراري على ان يمثل التكرار بمستطيل مرسوم على الفئة
   كلها ـ
- ٣ رسم المنحنى التكراري على ان نضع النقط التي تمثل التكرارات في نهاية
   الفئة .

## تمرين (۲):

الدرجات التالية تمثل دخول ٥٠ أسرة مصرية:

- TE - TO - ET - TE - TA - 19 - TT - TE - TO - TY

- 1V - TT - TY - TO - TT - 19 - 10 - TY - TA

- 0 - TY - A - 19 - TY - TO - TY - TX - 17

T7 - 13 - AT - 03 - 72 - F7 - AT - F7 - 77 - 07 - 77

. 18 - YY - YY - 0 - 1A - YO - TX - YY - YT - 10

#### والمطلوبء

- ١ .. وضعها في جدول تكراري مدى كل فئة فيه (٥).
  - ٢ \_ استخراج المنوال في هذا الجدول التكراري.
- ٣ ــ رسم المضلع التكراري على ان تعبر عنه تكرار كل فئة بنقطه توضع في
   مركز الفئة تماما.

# الفصل الثالث

# مقاييس التشتت Measures of dispersion

سبق أن بينا قيمة مقاييس النزعة المركزية : المتوسط الحسابي، والوسيط والمنوال في أنها تصف المجموعة بقيمة واحدة بستعاض بها عن عدد كبير من القيم التي تكون بجوعة القيم المعطاة لنا . كما أنها تبين لنا القيم المتوسطة لما بين أيدينا من أرقام، ولكن هل يكفي أحد هذه المقاييس، أو اثنين منهم، وليكن المتوسط الحسابي أو الوسيط لوصف قيم المجموعة التي لدينا وصفا كاملا، والمقارنة بينها وبين قيم بجوعة أخرى ؟

ولنعطي المثال التالي:

بجوعتان كل منها خس عال وخس عاملات، وكانت درجاتهم في المتحان عو الأمية كالآتي:

فالمتوسط الحسابي لكل من هاتين المجموعتين يساوي (١١)، كذلك فان الوسيط لكل منها يساوي (١١)، ولكن هل نستطيع القول بأن المجموعتين متعادلتن فيا يقسه هذا الامتحان؟

الحقيقة ان النظرة السريعة تبين ان درجات مجموع العمال متقاربة، بينا درجات مجموع العمال متقاربة، بينا درجات مجموعة العاملات منتشرة Scattered ، او مبعثرة او مشتتة، وهذا يعني أنه رغم اتفاقهم أن أي المجموعتين في المتوسط والوسيط، الا ان هناك فروقا كبيرة بين افراد مجموعة العمال . وهذا يعني ان

قيم بجوعة العاملات اكثر تبيانا Variance من قيم مجموعة العمال، أي ان قيم مجموعة العمال اكثر تجانسا من قيم مجموعة العاملات.

لذلك فان الباحث ينبغي علية الا يكتفي بحساب المتوسط او استخدام مقايس النزعة المركزية، بل ينبغي ان يكون لديه الى جانب ذلك مقياس للتشتت يوضح له مدى تباعد او تقارب القيم التي لديه بعضها ببعض، اي خدى آختلافها وتوزيعها، بمعنى مدى تشتها، ومقايس التشتت متعددة

Range
semi inter- quartile range
mean deviation
standard deviation

المدى المُطلق تصف المدى الربيعي الاغراف المتوسط الاغراف المعاري

اهمها

### المدى المطلق Range

ألمدى كما سبق ان عرفنا (ص ٧) هو الفرق بين اكبر رقم في مجموعة الارقام المعطاة لنا واصغر رقم فيها . فلقد كان رقم (١٧٦) هو الرقم الذي يدل على اكبر وزن في مجموعة الد (٤٠) طالب، ورقم (١١٩) هو الرقم الذي يدل على اصغر وزن في هذه المجموعة وكان الفرق بين (١٧٦) و الذي يدل على اصغر وزن في هذه المجموعة وكان الفرق بين (١٧٦) و الذي در (١٧٦)

وأذا اخذنا الارقام التالية لمعرفة المدى المطلق لها:

ولنحاول ايضا ان تحصل على المدى المطلق للارقام التالية: ٨٠ ـ ١٥ ـ - ١٤ ـ ١٤ ـ ٣٨ ـ ٣٦ ـ ٣٥ ـ ٣٣ ـ ٣٠ ـ ٣٠ . فنجد انه يساوى ٨٠ ـ ٣٠ ـــ ٥٠

وبمقارنة المجموعتين الاخيرتين، نجد ان المدى المطلق في المجموعة الاوبي

امتحن ثلاثة مجموعات من التلاميذ في الرياضة الحديثة، وكانت اقل درجة حصل عليها تلميذ آخر ( ۱۱۰ )، أي ان المدى المطلق لكل من المجموعات الثلاثية يساوي ۱۱۰ — ۱۰ = ١٠٠ حدرجة، وكانت الجداول التكرارية على النحو التالي:

इस्राधाः	المجموعا	المجموعة الثانية		ة الأولى	الجموعا
. ك	ن	٠ ا	ن	ك	ن
١.		. 1	١.	١	١.
1	٧.	11.	۲.	صفر	۲.
1 1.	٣٠	٨	۳.	صفر	۳٠
1	٤٠	112	``£ •	صفر	٤٠
,10	۵٠	10	, _ 0 •	. صفر	٥٠
١.	٦٠	11	٦.	20	٦٠
١٠.	٧٠	۲.	γ.	**	٧٠
. 1.	۸۰	1.	٨٠	· ¥•	٨٠
١.	٩.	٨	٩.	۲.	9.
١.	1	٦ ,	.1	صفر	١٠٠
١.	11.	٤	11.	١	11.
	المجموع •	المجموع ١١٠		11	المجموع

ونلاحظ على هذه الجداول ان قيم المجموعة الاولى اقل انتشارا من قيم

المجموعة الثانية ، ذلك ان القم تتجمع حول المتوسط، وان قم المجموعة الثانية اقل انتشارا من قم المجموعة الثالثة، والمحصلة العامة لهذا أن المدى المطلق لا يعطى دلالة واضحة لمدى توزيع وانتشار القم، لذلك نقول:

- انه يتوقف على درجتين فقط الدرجة الاكبر والدرجة الاصغر، وقد تكونا متطرفتين لا تمثلان المجموعة التي ينتميان اليها.
  - ـ يصعب عن طريقة مقارنة مدى عينتين مختلفتين في الحجم
- اذا كان هناك انفصال بين الفئات المتطرفة ، فانه لا يمكن الاعتاد عليه واستخدامه لانه سوف يؤدي الى اخطاء لا محالة . اذن ، فالمدى المطلق لا يعطي دلالة وأضحة لمدى انتشار القيم وتبوزيعهما ، لمذلمك نلجما الى مقاييس اخرى لتبيان الاختلاف او التشتت ، وبها نحاول التعظم من أثر القيم المتطرفة التي قد تنحو ناحية التطرف الشاذ .

لماذا لا نستطيع الاعتاد على المدى المطلق في مقارنة مدى عينتين مختلفتين في الحجم . اي في تشت عينتين . ؟

# نصف المدى الربيعي Semi Inter- quartile range

بعد ان نبين لنا عيوب المدى المطلق Range ، فاننا نبحث عن مقياس آخر للبشت يتلافى ما في المدى المطلق من عيوب . ولقد كان العيب الاساسي للمدى المطلق هو اهتامه بالقيمتين المتطرفتين ، لذلك فاننا في مقياس التشتت الذي نحن بصدده ، وهو نصف المدى الربيعي ، سوف نستغني عن هاتين القيمتين المتطرفتين اللتين يهتم بها المدى المطلق ، ونهتم بالجزء المتوسط من القيم والذي لا يتضمن الربع الأول ولا الربع الأخير من القيم ، وانما الذي يحتوي على قيمتين هما القيمة التي يقل عنها ربع عدد المجموعة فقط ، والقيمة التي يؤيد عنها ربع افراد المجموعة فقط ، والقيمة التي يؤيد عنها ربع

ولقد سبق لنا ان رأينا في الوسيط Median ان القيمة التي تقسم مجموعة القيم

الى نصفين، احدها يحوي قيا اكبر منه او متساوية، والثاني يحوي قيا اصغر منه او متساوية، ولو قمنا بنفس هذا التقسيم على النصفين اللذين اليها انقسمت المجموعة الاصلية، لانقسمت المجموعة كلها الى اربعة اقسام متساوية واصبح كل قسم من هذه الاقسام الاربعة المتساوية يسمى ربعا. فلكل مجموعة اربعة الرباع، ولكن كل نقطة من نقط التقسيم تسمى بالربيع، ونقط التقسيم هنا ثلاث نقط، اي ان كل مجموعة لما ثلاث ربيعات. فنحن اذا عددنا افراد أية مجموعة مبتدئين باقلها قيمة حتى نصل الى ربع افراد هذه المجموعة، فإن النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة ويقع تحتها ربع مجموع افراد هذه المجموعة أي ٢٥٪، هي ما تسمى بالربيع الأدنى Lower - Quartile والتي نرمز لها بالرمز (١٠) او هي ما تسمى بالربيع الأدنى المجموعة مبتدئين باكبرها قيمة حتى نصل الى ربع افراد المجموعة، كانت النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة والتي يقع تحتها ربع افراد هذه المجموعة أي ٧٥٪ منها هي ما يسمى الربيع الأعلى، يكون هو الربيع الثاني (٢٠) او (Q2) أي النقطة التي يقع تحتها ١٠٠٪ من يحوع افراد هذه المجموعة أي ٧٥٪ منانقطة التي يقع تحتها ١٠٠٪ من يكون هو الربيع الثاني (٢٠) او (Q2) أي النقطة التي يقع تحتها ١٠٠٪ من الحالات

فالربع اذاً جزء من المجموعة بينا الربيع هو نقطة تحدد نهاية الربع.

### طريقة ايجاد نصف المدى الربيعي:

١ \_ نحسب كل من الربيعين الاول والثالث

٢ ... نطرح الربيع الاول من الربيع الثالث، فيكون الناتج هو المدى الربيعي.

٣ .. بقسمة المدى الربيعي على (٢) يكون الناتج نصف المدى الربيعي.

# كيف نحسب الربيع الأدنى والوبيع ألأعلى:

١ ـ رتبة الربيع الأدنى : ن ألا المحاونة المجاونة المجاونة المحاونة الم

- رتبة الربيع الأعلى :  $\frac{U}{2}$  ×  $\frac{V}{2}$  ، او ان نطرح رتبة الربيع الأدنى من جموع القيم الكلية .
- ٣ ـ نوجد قيمتي الربيعين بنفس طريقة ايجادنا للوسيط، واليك جدول التوزيع التكراري التالي ولنحاول ان نحصل على نصف المدى الربيعي منه، وهو يمثل درجات جموعة مكونة من (١٦٤) طالبا في مادة اللغة الانجليزية:

تكوار متجمع صاعد	丝		٠ . ف
371		۳	` ^ ^0
-171		٥	٨٠
107	•	۵	. , , Vo.
101	•	1.	٧٠
		٠.	٦٥ (فئــة
, .	1, 5		الربيــــع الأعلى)
١٣٩ نقطة الربيع الأعلى		10	T.
112		۲.	٥٥
91		* *	٥٠
77		**	٤٥
			٠٤ (فئة
12 نقطة الربيع الأدنى		۱۵	الربيع الأدنى)
14		١٣	70
17		17	۴.
٤		£	40
صفر		صفر	۲٠
	178 3	عج. آ	

الربيع الثالث 
$$= .7 + \frac{1}{10} = 0$$
  $= 7$  اذن، نصف المدى الربيعي  $= \frac{17}{1} = \frac{12}{1} = \frac{19}{1} = 0$ 

والبيك مثال آخر لدرجات ( ١٠٠) طالب في امتحان اللغة العربية (انظر

تكرار متجمع صاعد	ك	ن
1	٣	٦٠ '
44	٨	66
	18	٥٠'
٧٦ ب نقطة الربيع الأعلى	10	فئة الربيع الاعلى 🗻 ٤٥
11	٧.	٤٠
٤١ م نقطة الربيع الادني	17	فئة الربيع الادنى 🗻 ٣٥
70	۱۳	٣.
١٢	٩	40

تكرار متجمع صاعد	ij	ن	-
٣	٣	۲.	٦
١٠٠	عجـك		

رتبة الربيع الادنى 
$$=\frac{1\cdot \cdot}{1}=0$$
 رتبة الربيع الأعلى  $=\frac{1\cdot \cdot}{1}\times \pi=0$  رثبة الربيع الأعلى  $=0$   $\pi=0$  الربيع الأدنى  $\pi=0$   $\pi=0$   $\pi=0$  الربيع الأعلى  $\pi=0$   $\pi=0$   $\pi=0$   $\pi=0$  الربيع الأعلى  $\pi=0$   $\pi=0$   $\pi=0$   $\pi=0$  الربيع الأعلى  $\pi=0$   $\pi=0$   $\pi=0$   $\pi=0$   $\pi=0$   $\pi=0$  الربيع الأعلى  $\pi=0$   $\pi=0$   $\pi=0$   $\pi=0$   $\pi=0$  الربيع الأعلى  $\pi=0$   $\pi=0$   $\pi=0$   $\pi=0$   $\pi=0$   $\pi=0$  الربيع الأعلى  $\pi=0$   $\pi=$ 

$$V, \tau o = \frac{1 \, \xi, V}{Y} = \frac{\tau o - \xi \, q, V}{Y}$$
 نصف المدى الربيعي  $\frac{\tau}{V} = \frac{1 \, \xi, V}{V}$ 

ويلاحظ ان الربيع الأدنى موجود في الجدول التكراري ولا يحتاج الى حساب، بينا نجد ان الربيع الأعلى جرء منه متضمن في الفئة (٤٠ ---) والم كان الربيع تساوى (٧٥)، فانه في الفئة (٤٥ ---) يوجد ١٤ طالباً من التكرار (١٥) وعلى ذلك حسب الربيع الأعلى على النحو الذي تم عليه.

واذا عدنا للمثال الخاص باوزان الــ (٤٠) طالباً (انظر ص ٣٥)، فاننا نحصل على نصف المدى الربيعي على النحو التالي:

التكوار المتجمع الصاعد	ك	ڧ
٤٠	١	140
1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1	١	14.
٣٨	۲	170
Y7	٣	17.
٣٣ نقطة الربيع الأعلى	۳	فئة الربيع الاعلى ١٥٥
٣٠٠	٥	10.
<b>TO</b> .	A   '	120
14	٦,	12+
١١ نقطة الربيع الادني	٦.	فئة الربيع الادنى ١١٣٥
٠, ٥.	١.	14.
٤	٣	170
1	صفر	14.
\	١	110
·	عجـ ك ٤٠	

الربيع الاعلى = ١٥٥ (وهذا موجود في الجدول التكراري ولا نحتاج الى حسابه)

### الإنحراف المتوسط: Mean Deviation

يتمبز الانحراف المتوسط عن كل من المدى المطلق ونصف المدى الربيعي بانه (أي الانحراف المتوسط) يتناول جميع القيم المعطاة لنا في المجموعة، ومن ثم يتأثر بها، ذلك ان المدى المطلق ونصف المدى الربيعي يقصران حسابها على قيمتين فقط من القيم المعطاه في المجموعة، فالمدى على سبيل المثال يأخذ أكبر قيمة واصغر قيمة في المجموعة ونصف المدى الربيعي يقتصر على الربيع الأدنى والربيع الأعلى، لذلك نستطيع القول دون تحفظ ان الانحراف المتوسط أدق من كل من المدى ونصف المدى الربيعي في قياس التشتت.

وتقوم فكرة الانحراف المتوسط على حساب انحراف كل قيمة من قم المجموعة، فالمدى على سبيل المثال يأخذ اكبر قيمة واصغر قيمة في المجموعة ونصف المدى الربيعي يقتصر على الربيع الأدنى والربيع الأعلى، لذلك نستطيع القول دون تحفظ ان الانحراف المتوسط أدق من كل من المدى ونصف المدى الربيعي في قياس التشت.

وتقوم فكرة الانحراف المتوسط على حساب انحراف كل قيمة من قم المجموعة عن المتوسط الحسابي، ذلك ان اختلاف (اي تباين) او اتفاق (اي انسجام) قيمة المجموعة يظهر من مدى اقترابها او ابتعادها عن المتوسط، فالقيم تكون منسجمة اذا ما تجمعت حول المتوسط ومتباينة كلها أبتعدت عن التجمع حول المتوسط، وقد يحدث نادرا ان يكون الانحراف مأخوذا عن الوسيط Median او اي قيمة متوسط اخرى.

### كيفية حساب الانحراف المتوسط:

- ١ \_ حساب المتوسط الحسابي للقيم المعطاة لنا.
- ٢ ـ حساب انحراف (أي بعد) كل قيمة عن المتوسط الحسابي."
- ٣ جمع الانحرافات دون اعتبار للاشارة (سواء أكانت موجيه أو سالبه) ذلك أن من أهم خواص المتوسط الحسابي أن مجموع الانحرافات عنه الموجبة والسالبة متعادلة.
  - ٤ تحساب متوسط هذه الانحرافات بقسمه بجوعها على عدد القيم المعطاة لا ويكون المتوسط هذا هو نفسه الانحراف المتوسط.

اعطيت لك القيم الآتية:

الانحراف عن المتوسط	ً القم
•	01
ا مغر	. 10
.77 -	Y 9
17	71
۲	٤٣
ν	0.4
<u> 11 -</u>	<u>""</u>
٣٧	W10
<b>** +</b>	

المتوسط الحسابي ٣١٥ ÷ ٧ == ١٥

بحوع الاغرافات = 47 + 77 = 11 اذن الاغراف المتوسط = 47 + 7 = 4,11 حساب الاغراف المتوسط من جدول تكواري:

الجدول الثالث يمثل الفئات والتكرارات لجموعة من الطلاب عددهم ١٣٦ طالباً في اختبار للمبول المهنية والمطلوب حساب الانحراف المتوسط لمعرفة مدى تشتت هذه الفئات:

التكرارات	. الفتات
17	3.7
٨	٦.
•	٥٦
۱۲	٥٢
12	£A
17	fi
٧٠	1.
1 %	4.4
10	**
١٦	7.4

طريقة حساب الانحراف المتوسط من جدول الكراري: ١) حساب المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة (انظر ص ٢٣ \_ ٢٥)

ك × ح/	الإغراف (حَ )	التكوار (ك)	مركز الفئات	الفئات
٦٠	٥	۱۲	71	٦٤
77	Ĺ	٨	٦٢	٦.
. **	٣	٩	۵۸	٥٦
. 45	۲	١٢	0 £	٥٢
18	١ ،	١٤	٥٠	٤٨
صفر	صفر	١٦	17	٤٤
۲۰ _	N 🚊	۲٠	2.7	٤٠
۲۸	۲	1.6	۳۸	٣٦
٤٥	٣ - ١	١٥	٣٤	٣٢
- ካይነ	<b>£</b> ≟	١٦	۴.	۲۸
-107		۱۳٦		
107 1	·	•		
± ۱۵۷ د صفر				

المتوسط الحسابي 
$$=$$
 مركز الفئة الصفرية  $+$  بحب  $($ ك حَ $)$   $\times$  طول الفئة أي  $=$  12  $+$  صفر  $\times$  2  $\times$ 

٢) ايجاد الفرق بين مراكز الفئات والمتوسط الحسابي دون اعتبار للاشارة سالبة
 كانت ام موجبة:

انحراف مراكز الفئات عن المتوسط الحسابي ( /ح/ )	مراكز الفئات (ف)
۲٠	77
A Comment of the Comm	٦٢
₹ 1Y	٥٨

المراف مراكز الفئات عن المتوسط الحسابي ( /ح/ )	مراكز الفئات ( ف)
۸	٥٤
٤	٥٠
صقر	٤٦
٤	£Y
٨	, <b>*</b> A
٣٤	1.7
. 17	٣٠

\*) ايجاد الانحراف المتوسط بضرب انحراف مركز كل فئة في التكرار وقسمه المجموع الكلي الناتج على مجموع التكرارات أي المجموع الكلي الناتج على مجموع التكرارات أي

/ ح/ X.ك	ತ	/ح/
Y £ •	۱۲ ۰	۲-
١٢٨	٨	17
۱۰۸	4	١٢
47	۱۲	٨
70	١٤	٤
صفر	١٦	صفر
صفر ۸۰	۲٠	٤
117	12	٨
14.	10	11
707	17 %	17
1V07 = UX = /-x	نج ك = ١٣٦	

 $q_{1} = \frac{1707}{177} = \frac{1707}{177} = \frac{1}{177}$ 

واليك مثال آخو: فالجدول التألي يبين درجات (١٠٠) طالب في المتحان اللغة العربية، والمطلوب استخراج الانحراف المتوسط لقياس مدى تشتت درجاتهم:

التكرار	الفيات
,٣	1.
Α	٥٥
14	۰,۰
10	10
۲٠	٤٠
17	40
17	٣٠
, 4	40
٣	۲.

الجل: ١) ايجاد المترسط الحسابي بالطريقة المختصرة:

/눈 선	1/2	ك	مركز الفئة	ف
17	Ĺ	٣	77,0	٦.
71	٣	۸	٥٧,٥	٥٥
47	۲	۱۳	07,0	٥٠

ك ح/	/כ	ಟ	مركز الفئة	ف
10	١	10	٤٧,٥	٤٥
صفر	صفر	۲.	17,0	٤٠٠
17	١	١٦	44,0	40
- 77	۲ ـ	۱۳	44,0	۳.
۲۷ ــ	۳'-	٩	۲۷,۵	. 40
17	. i	۴	77,0	4.
٧٧		1		,
۸١ -				
٤ -				ļ

$$0 \times \frac{2}{1} + 17,0 = 11$$
المتوسط الحسابي

$$= 7.7 = -7.7 = 27.0 = 0 × 1.0 = 27.0 = 17$$

انحراف مراكز الفئات عن المتوسط (/ح/)	مواكز الفئات
Y • , Y	17,0
10,7	۵۷,۵
1,7	04,0
0,7	£ V,0
ا صفر ا	17,0
1,1	44,0

انحواف مراكز الفئات عن المتوسط (/ح/)	مواكز الفئات
۹,۸	47,0
18,8	۲۷,۵
19,8	77,0

# (ب) استخواج مجمد ك×/ح/

۲۰۰۲	7.,7	٣
1417	۱۵,۲	٨
18797	1 . , Y	14
۰ر۸۷	0,7	10
صفر	صفر	۲۰ ;
۸ر۲۷	٤,٨	17
£ر۱۲۷	۹,۸	١٣
۲د۲۲	۸ر۱۱	٩
31.80	13,4	۲
YA4.7		

الانحراف المتوسط = مجد ك  $\times$  / ح/ أي أن الانحراف المتوسط =  $\frac{VA9,7}{1..}$ 

واليك مثال ثالث: التوزيع التكراري التالي يبين اوزان ٤٠ طالباً، المطلوب ايجاد الانحزاف لتبيان تشتت هذه الأوزان:

التكوار	الفئات
1	١٧٥
1	١٧٠
r	170
*	17.
۳.	100
٥	10-1
٨	180
٦	11.
. "	: 140 :
<b>\</b>	17,00
٣	180 ,
صفر	14.
	110
بجـ ك ٤٠	•

### الحل:

# ١) ايجاد المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة:

(كح/)	/c	ك	مركز الفثات	الفئات
٦	٦	١.,	177,0	170
٥	٥	١	177,0	17.
٨	٤	۲	177,0	170
٩	۴	٣	177,0	17.

(ك ح/)	ح/	ك	مركز الفئات	الفئات
٦	۲	٣	104,0	100
٥	١	٥	107,0	١٥٠
صفر	صفو	۸	1 2 7,0	110
٦-	١ -	٦	127,0	١٤٠
۱۲ -	۲ -	٦	144,0	170
۳ –	۳ -	١.	187,0	15.
17 -	i -	٣	144,0	17.0
صفر	0	- صفو	177,0	17.
7 ~	٦ -	_ \	117,0	110
74+		٤٠		
۴۹	'			
	-			

 $124,0 = 0 \times \frac{-\dot{\alpha}\dot{\alpha}}{\dot{\epsilon}} + 124,0 = 124,0$  المتوسط الحسابي

٢) الانحراف المتوسط (أ) حساب انحراف مراكبز الفئيات عن المتبوسط الحسابي (/ ح/)

انحراف مراكز الفئات عن المتوسط الحسابي / ح /	مواكز الفئات
*•	٥ر٧٧٧
40	٥ر١٧٢
۲٠	٥ر٧٦٧
10	٥ر١٦٢
١٠	٥٧٧٥١

انحواف مواكز الفئات عن المتوسط الحسابي /ح/	مراكز الفئات
٥	۵ر۱۵۲
صهر	٥ر٧٤٧
٥	٥ر٢٤٢
<b>\</b> •	٥ر١٣٧
١٥ .	٥ر١٣٢ .
¥ •	۵ر۱۲۷
<b>**</b>	٥ر١٢٢
٣-	٥,٧١١ '

# (ب) استخراج مجد ك ×/ح/

ك /ح/	15/	ď
۳.	۳۰	`
40	. 40	١,
٤٠	٧٠	* *
10	10	*
۳۰ ا	١.	٣
40	o .	۵
۲۵ صفر ۳۰	صفو	. A'
۳٠	٥	٦
٦٠	٧٠	٦
10	10	١
٦٠ ا	4.	Ŧ
مغر	70	صفر
	۴٠	•
74.		<u> </u>

الانحراف المتوسط = 
$$\frac{4-\frac{5}{4}}{5}$$
 أي الانحراف المتوسط =  $\frac{79}{5}$ 

نلاحظ مما سبق في الأمثلة التي أعطيناها اننا في الانحراف المتوسط، انما قد استخدمنا كل القيم المعطاة لنا ، ولم نقتصر على قيمتين من القيم المعطاة لنا كما حدث بالنسبة للمدى المطلق او نصف المدى الربيعي .

### الانحراف المعياري Standard Deviation

تبين لنا أن هناك صعوبة قد قابلتنا عند استخدامنا لانحرافات القيم عن وسطها الحسابي كأساس لمقياس التشت. وهذه الصعوبة هي الاشارات السالبة التي كنا نهملها. واتخذنا الانحراف المتوسط كمتوسط مجموع الانحرافات دون اعتبار للاشارة، ولكن في الانحراف المعياري وجدنا طريقة أخرى للتغلب على صعوبة الاشارات السالبة، وهذه الطريقة هي تسربيع الانحرافسات، أي ضربها في نفسها فتصبح كلها موجبة، ذلك أن (- × - = + ) وان (+ خا = + ).

وعلى نسبيل المثال، لو اخذنا القيم الآتية لايجاد الانحراف المعياري لها = 05 \_ 05 \_ 79 \_ 10 \_ 01 ، فانه ينبغي علينا أولا \_ حساب المتوسط الحسابي لهذه القيم وهو هنا يساوي (٤٥)، ذلك ان مجموع القيم (٣١٥)، وعدد القيم (٧)، فالمتوسط اذن يساوي ٢٥٥

ثانياً = حساب انحراف الفئات عن المتوسط، ويوضح ذلك الجدول التالي

مربع الانحراف عن المتوسط	الانحراف عن المتوسط	القم
	٩	
۸۱	صفر ا	0 £
صفر	17-	10
407	١٦	44
<b></b>	۲-	71
£	٧	٤٣
٤٩	١٤	7,0
١٩٦	47	41
ALY	***	مجد ۲۱۵

ثالثاً = تربيع الانحراف عن المتوسط، أي ضرب كل رقم في نفسه حتى نقضى على الاشارات السالبة، وهذه الخطوة واضحة في الجدول السابق.

رابعاً == حساب متوسط مربعات الانحراف، ويكون ذلك بقسمة مجموع مربعات الانحراف عن المتوسط على مجموع القيم أي  $\frac{\Lambda \, \Sigma}{V} == 0$  ومنوسط مربعات الانحراف هذا هو الذي تطلق عليه لفظ النباين Variance

خامساً = حساب الانحراف المعياري وهذا ما هو الا الجذر التربيعي لمتوسط مربعسات الانحراف أي = \١٣٠,٣ = ١٠,٩٦٧ ، اي ان الانحراف المعياري يساوي ١٠,٩٦٧ .

# حساب الانحراف المعياري من جدول تكراري:

اذا اخذنا الجدول التكراري السابق (انظر ص ٦٠) إلجَّاص بدرجات (١٣٦) طالب في اختبار الميول المهنية لحساب الانحراف المُعياري له، فإننا

نتبع الخطوات الآتية:

	: 5	المختص	بالطريقة	الحسابي	المتوسط	حساب	(	1
--	-----	--------	----------	---------	---------	------	---	---

(A)	(y)	(٢)	(0)	(i)	(٣)	(٢)	(1)
كح/	كح	ح.	ك×ح/	ح	ك	مركز	ف
				_		الفئات	
14	Y1.	۲٠	٦.	٥	۱۲	77	ኘ፤
T E A	178	17	44	£	٨	٦٢	٦.
1797	1.4	14	44	٣	٩	٥٨	67
VTA	47	A	71	۲	17	0 £	٥٢
771	07	1	١:	١	1 £	8 •	1. A
				صقو	17	٤٦	1.i
W T	۸۰-	£	۲۰	۱	۲٠	£Y	
۸۹٦	117-	Α	۲۸	۲-	11	44	*7
717-	14	14-	£0	٣	10	۲ <u>.</u> ٤	, <b>۳</b> ۲
1.97	Y07-	<b>37</b> -	` 31 -	Ł	17	۳۰	44
71.77	744-		107-		مجد ١٢٦		
	777	,	. 107				
	صفر		صفر.	, , , , , , , , , , , , , , , , , , , ,			

المتوسط الحسابي = ٤٦ +  $\frac{صفر}{1.77} \times 3 = ٤٦$ 

٢) ايجاد انحراف مركبز كبل فشة عبن المتبوسط الحسبابي دون اهمال
 للاشارات السالبة (العمود السادس) انظر ص.

٣) ايجاد حاصل ضرب كل انحراف في تكرار الفئة أي ك X ح (وهذا غده في العمود السابع).

٤) ضرب حاصل ضرب السابق (العمود السابع أي ك ح) في الانحواف العمود السادس أي ح) مرة ثانية.

- ٥) ايجاد بجموع حاصل ضرب العمود السادس أي (ح) في العمود السابع أي (ك ح) ووضعها في عمود ثامن يسمى (ك ح) وهدو هذا يساوي ٧٤٧٢.
- ٦) نقسم المجموع الذي حصلنا عليه في الخطوة السابقة (العمود الثامن)
   على بجموع التكوارات (١٣٦) ثم نوجد الجذر التربيعي لخارج القسمة هذه والناتج لهذا يكون هو الانحراف المعاري، ويوضع في هذه الصورة التالية:

ولنعطي مثالا آخر، وليكن المثال الخاص بالطلاب البالغ عددهم ١٠٠ طالب والذي أجري عليهم امتحان في اللغة العربية (انظر ص)، وكان المتوسط الحسابي في هذا المثال يساوي ٤٢,٣ اي ان المتوسط الحسابي عدد كسري، كما ان الانحرافات كانت ايضا اعداد كسرية، فعملية الحصول على الانحراف المعياري بالطريقة التي اتبعت في المثال السابق سوف تكون معقدة جدا، ذلك لما نحتاجه من عمليات ضرب وتربيع الاعداد الكسرية، لذلك سوف نحاول الحصول على الانحراف المعياري بطريقة مختصرة طبقا للقانون سوف نحاول الحصول على الانحراف المعياري بطريقة مختصرة طبقا للقانون

الانحراف × ك ح	التكوار × الانحواف	الانحراذ .	التكوار	الفئات
ڭ ح ۲	كاح	۲	ك	ٺ
٤٨	۱۲	į	٣	٦٠
44	72	٣	٨	٥٥
٥٢	* **	۲	۱۳	٥٠
١٥	10	١	10	10
صفر	صفر	صفر	۲٠	1.
17	17-	١	17	70
٥١	<b>***</b>	۲-	۱۳	٣٠
۸۱	YY <b>-</b>	٣-	4	40
٤٨	17-	٤-	۲	7.
<b>TA£</b>	VV ,			1
	A) - £ -			

نبدأ الخطوة الاولى في الحصول على المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة . والخطوة الثانية تتمثل في ضرب التكرار ك في الانحراف (ح) اي (ك

والخطوة الثالثة تتمثل في ضرب الانحراف (حَ ) الفرضي في ك ح ويكون الناتج (ك ح/ أ) (العمود الرابع)

$$17,7 = 0 \times \frac{1}{1} \times 0 = 7,1$$

$$\frac{1}{1} \frac{1 \cdot \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot \cdot} - \frac{7 \cdot 1}{1 \cdot \cdot \cdot} = 0$$

$$|V| = 0$$

$$|V| = 0$$

$$|V| = 0$$

$$|V| = 0$$

$$-111 + 7.42$$
 الانحراف المعياري = 0

7.87 - 0 = 0 الانحراف المعباري = 0  $\times 1.97 - 0$  الانحراف المعباري = 0  $\times 1.97 - 0$ 

ويمكن استخدام هده الطريقة ابصا في مثال ورن الـ ( ٤٠ ) طالب والفئاب والتكرارات كانت على النحو التالي \_

التكوار	الفئات
١	140
١	۱۷.
۲	١٦٥
٣	17.
٣	100
٥	10.
٨	120
٦	12.
٦	١٣٥
١	۱۳۰
٣	140
ا صفر	14.
`	110
محـ ك = ٤٠	

والخطوة الأولى تتمثل في ايجاد المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة وكان بساوي ١٤٧.٥ (انظر صفحة ٦٥)

والخطوة الثانية هي ايجاد مربعبات الانحرافيات الفيرضية ذليك بضرب الانحراف الفرضي (حَ ) في (ك حَ ) وعلى ذلك يتكون الجدول الآتي: ...

ك×ح/ <sup>*</sup>	ك ح/	ح/	ك	ڧ
77	, 1	٦.	١, .	. 170
Yo .	. 0	. 0 :	١.	۱۷۰
44	٨	ź	۲	170
77	4	٣	٣	110
14	3	Ť	٣ '	100
	٥	١ ١	. 0	100
مفر	∵ صفر	صفر	' A	110
	· ≒	١-	٦	16.
	٧٤	۲	۹.	170
. 4	٣	. <b>∀</b> =	. <b>1</b>	, .184
£A	. 11-	£ ,	۳,	170
مفر	مقر	0	صفر	14.
77	٦	٦-	,	110
	74	٠.		عبدك = ١٠
,	<b>*4</b> +			ľ
	صفر			

$$\frac{\sqrt{2-\frac{1}{2}}}{\sqrt{2-\frac{1}{2}}} = 0 = \sqrt{\frac{2-\frac{1}{2}}{\sqrt{2-\frac{1}{2}}}} = 0$$
والجذر التربيعي طبقا للمعادلة =  $0 = 0$ 

$$3 = 0 \sqrt{0.7 - 0.0} = 0 \sqrt{0.7} = 0$$
 $3 = 0 \sqrt{0.7 - 0.0} = 0$ 
 $3 = 0 \sqrt{0.7 - 0.0} = 0$ 

عرضنا فيا سبق لكيفية الحصول على المتوسط الحسابي من القيم المتقطعة Discrete Values وقلنا انه في حالة محاولتنا الحصول على المتوسط من جدول تكراري لقيم متقطعة، فإن الفرق الوحيد بين الجدول التكراري للقيم المتقطعة والجدول التكراري للقيم المتصلة ان هذا الأخير نستخدم فيه مراكز الفئة، بينا الأول لا تستخدم فيه مراكز للفئة، انما تستخدم القيم المعطاة نفسها، ويكون اختيادنا للقيمة خاضع للمبادى، التي على اساسها نختار مركز الفئة الصفرية (انظر صفحتي ٢٦،٢٥).

واذا اخذنا المثال السابق لتوزيع عدد الابناء في (١٠٠) عائلة (صفحة ٢٦)، فإن المتوسط الحسابي لعدد افراد هذه العائلات كان (٤,٣٩) واذا حاولنا أن نحصل على الانحراف المعياري لقياس تشتت هذه الاعداد، فإننا نضيف الخطوات السابقة التي حصلنا منها على المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة الا خطوة واحدة وهي ضرب (كح/) في (ح/) ذاك للحصول على مربعات الانحراف الغرضية (ك ح/) وهذه الخطوة تظهر في العمود الخامس للجدول التالى: \_

(a)	(£)	(٣)	(٢)	(1)
الاغواف الفرضي	التكرار ×	الانحواف	عدد	عدد الابناء في
( التكرار ×	الانحراف	الفرضي	العائلات	المائلة
الانحراف)		,	·	
ك×ح/`	ك × ح/	<sup>.</sup> ح	실	ف
٤٨	17-	£ -	٣	مفر
75	¥1.=	٣	· v	١
11	** -	٧ ــ''	> 11	۲ .
16	۱1	Λ	1 £	٣
صفر	صفر	صفر	4.	Ĺ
17	17	1	17	ø
1.4	71	۲ ا	11	٦.
77	. 41	٣	' V	' <b>Y</b>
۸٠	۲٠	£	٥	٨
Yo	. 1,0	٥	٣	4
. YY	14	1	۲	١٠
044	١٠٨ + ١٠٨		انج <u>ـ</u> ك ==	
] • [	79			

$$\frac{1}{\sqrt{10-0,77}} = \frac{1}{\sqrt{10-0,77}} = \frac{1}{\sqrt{10-0$$

### مقارنة بين مقاييس التشنت

لقد تبين لنا ان المدى المطلق في المجموعات الكبيرة يمكن أن يكون د فائدة، وان كانت فائدة محددة، وهو من ناحية اخرى اقل مقاييس التشتت ثباتا ودقة، لذلك فهو قليل الاستعمال لتأثره بالقم المتطرفة الشاذة التي لا تمثل المجموعة التي ينتمي اليها.

كما تبين ايضا ان نصف المدى الربيعي، وان كان اكثر دقة من المدى المطلق لتعرضه للجزء الاوسط من المجموعة، والذي يكون أهمها واكثرها انتظاما، الا انه رغم هذا، فهو ايضا يتعرض لقيمتين هما الربيع الاعلى، والربيع الاذنى فقط.

ولكن الانحراف المتوسط والانحراف المعياري يتلافيا ما في المدى المطلق، ونصف المدى الربيعي من عيوب، ذلك انها يدخلان في حسابها جميع قيم المجموعة...

ولكن مني نستخدم المدى المطلق . . .

أ۔ اذا أردنا معرفة مدى اتساع التوزيع للقيم المعطاة لنا .

ب \_ اذا تأكد لنا عدم وجود قيم شديدة التطرف.

ومتى يمكن لنا إستخدام نصف المدى الربيعي . . .

أ . عندما نحتاج لمقياس تقريبي للتشتت في اقصر وقت.

ب عندما تأكدنا من وجود قيم شديدة التطرف اذا ما قمورنت بالقيم
 الأخرى .

ج - أذا أردنا الحصول على مقياس للتشتت في خدول تكراري مفتوح.

د \_ اذا اردنا معرفة مستوى تركيز القيم حول الوسيط.

متى نستخدم الانحراف المتوسط والانحراف المعياري؟

كما سبق ان قلنا، فإن كل من الانحراف المتوسط والانحراف المعياري يستخدمان كل القيم المعطاة لنا، الا ان الانحراف المعياري اكثر استخداما من الانحراف المتوسط، ذلك انه يستخدم في طرق احصائية متعددة.

ونحن نستخدم هذين المقياسين: \_

- ١ عندما نريد الحصول على معامل للتشتت يتميز بقدر وآخر من الثبات والدقة ويفضل هنا الانحراف المعياري عن الانحراف المتوسط.
- ٢ ــ اذا ما اردنا اعطاء اوزان لجميع الانحرافات تبعا لقربها او بعدها عن
   المتوسط الحسابي .
- ٣ ـ اذا كنا نريد الحصول على معاملات ارتباط او مقاييس للدلالة، فإن
   المعامل الذي يفضل استخدامه في هذه الحالة هو الانحراف المعياري.

وينبغي ان نشير هنا الى ان هذه المقاييس المختلفة لا تؤدي الى نتيجة عددية واحدة، ذلك ان كل منهم ينظر الى التشتت من جانب معين، فالمدى المطلق ونصف المدى الربيعي ينظران الى اتساع التوزيع، بينا الانحراف المتوسط والانحراف المعياري ينظران الى مدى التشتت او تجمع القيم حول المتوسط.

تمارين عامة

تمرين (١) يصور التوزيع التكراري التالي اجور ١٠٠ عاملة بأحد المصانع والمطلوب حساب المتوسط الحسابي لهذه الاجور وايجاد الوسيط لها أيضا:

التكوار	الفئة
٣	
A	40
٨	* 4
. 14	. **
10	. 44
10	٤١
17	٤٥
11	٤٩
4	٥٣
o	να
Y	71

## غرين (٢)

اجرى امتحان لجموعتين من الطلبة والطالبات مجموع كل منهما ٣٠ فردا والجدولين التاليين يبينان التوزيع التكراري لامتحانها في مادتي الكيمياء والطبيعة.

أ \_ الطلبة:

الثكرارات	الفئات
Y	۲1.
٣	. 0.
4	η:
11	٧٠,
٥	۸٠
عِد ك ٣٠	

ب \_ الطالبات:

النكرارات	الفئات
Y	٤٠
0	۰۰
٦	٦٠
1.	٧٠
1	۸.
عباك ٣٠	,

## المطلوب

١ \_ حساب المدى المطلق

٢ .. نصف المدى الربيعي.

٣ ــ بيان ايهما اكثر تشتتا واي هذين المقياسين اصلح .
 تمرين (٣).

التكرارات	الفئات
۸	10
١٣	7.
۲۳ .	70
*7	۲.
77	٣٥
۲٠	٤٠٠
١,٨	٤٥
١٣	٥٠
٣	٥٥

هذا التوزيع انما هو توزيع دخل ١٥٠ اسرة عراقية والمطلوب

(١) حساب الانحراف المتوسط لتباين تشتت هذه الدخول.

(٢) واستخراج نصف المدى الربيعي وتبيان اي المقياسين ادق ولماذا .

## ترين (٤)

الجدول التكراري التالي يوضح درجات بحوعة من تلاميذ احدى المدارس الابتدائية عددهم ٢٠ تلميسذا وتلميسدة من مسادة الرسم والمطلبوب حساب الانحراف المتوسط والانحراف المعياري لهذه الدرجات لقياس مدى تشتنها ، مع الاشارة الى اي المقياسين تفضل، ولماذا ؟

النكوار	الفئات
14	٣.
٩	70
4	۲٠
٩	10
10	١٠
٥	٥

# القصل الرابع

# العينات Samples

ولكن هل يمكن لنا قياس الظاهر أو السمة أو القدرة التي نريد قياسها عند كل افراد المجتمع . كالجتمع المصري مثلا اي هل يمكن لنا معرفة المقاييس الفعلية لجمه ور المجتمع كله ؟ أي المقاييس البارامترية ؟ Paramemteric

انه يصعب علينا هذا بطبيعة الحال، لذلك نلجاً كما يلجاً غيرنا من الباحثين الى دراستها في عينات ممثلة representative . . واختيار العينة اختيارا سليا يجعل النتائج التي نتوصل اليها لا تقل دقة عن تلك التي تسفر عنها طريقة الحصر الشامل .

وهناك شروط معينة لاختيار العينة:

- ١ المجتمع الذي سوف نختار منه عينتنا: هل هو عينة من الطلاب الجامعيين أو طلاب المدارس.. أو الحرفيين.. أو عال المصانع أو عال مصنع معين.. من الذكور.. أو من الاناث.. أو منها معا. وان كانت عينتنا من الاناث.. فالاناث العاملات.. أو غير العاملات من المتعلمات.. أو من غير العاملات.. ان الشرط الوحيد هنا هو صدق تمثيل العينة المختارة للمجتمع الأصلي Population.
- ٢ حجم العينة . والعينة الكبيرة عند الاحصائيين هي التي تتكون من ٣٠ فردا أو يزيد . .

٣ - الفوص المتساوية لوحدات المجتمع الأصلي . . على الباحث أن يتحقق من أنه
 قد أعطى وحدات المجتمع التي تخبر منه عبنت فسرصا متساوية Equal
 ف الاختيار .

## أنواع العينات:

ولاختيار العينة فان هناك طرقا معروفة لهذا الاختيار:

### العينة العشوائية Random sample

هي عينة مختارة بدون ترتيب أو نظام مقصود فكل أفراد المجتمع الذي اخترنا منه كان لهم فرص متساوية في الاختيار ولم يكن هناك تحيز عند الاختيار، فالعينة العشوائية هي عينة غير متحيزة Unbiassed. فلنفرض أننا نريد اختيار (٦٠) طالخباً من طلاب السنة الأولى بكلية الهندسة لدراسة بعض من السات الشخصية فلكي نختار اختياراً عشوائياً غير متحيز هـو أن نلجأ لكشوف أساء الطلاب المرقمة ونأخذ الطلاب رقم: ٢، ١٢، ٢٢، ٢٢، ٢٠ كن كشوف أساء العلاب المرقمة ونأخذ الطلاب رقم: ١٠ كن دريدهم. وقد نلجأ في الاختيار لكشوف الدرجات العشوائية ونتخير على أساسها.

#### العينة المقيدة Controlled sample

قد نقوم ببحث علمي تتطلب في عينته سات أو خصائص معينة.. وقد يكون هذا البحث عن الطلبة الموهوبين، وتكون شروط الموهبة الأولية عندك الحصول على 10٪ فأكثر في امتحان الثانوية العامة. فالمطلوب منك اولا حصر عدد الأفراد الذين يتوافر فيهم هذا الشرط بين مجموع طلاب الثانوية العامة وسيتبين لك ان عددهم قليل لدوجة أن عينتك سوف تستنفذهم كلهم.. عندئذ لا تكون مشكلتك مشكلة اختيار عينة من بين أفراد مجتمع الطلاب بل عند حصولك على عدد كاف من هؤلاء الطلاب تبعا للشروط الموضوعية، أما

اذا كان عدد هؤلاء المستوفين للشرط كثيرين ذلك أنك قد حصرتهم فانك سوف تحاول وضع شرط أو شروط جديدة حتى تحد من عددهم هنا يتبين لنا أن هذه العينة المقيدة تتطلب أولا حصر الأفراد المستوفين للشروط في المجتمع الاصلي ثم اختيار العينة المطلوبة من بين هؤلاء الأفراد ويكون هذا هو الشرط الثاني..

#### المنة الطبقية: Stratified sample

العينة الطبقية تجمع بين العينتين السابقنين ذلك انها مقيدة بصفات المجتمع الأصلي وهي عشوائية في حدود هذه الصفات.. وهدفه العينسة تستلزم من الباحث الذي يتخبر عينته في ضوءها أن يحلل المجتمع الأصلي أولا، ثم يختار عشوائيا في ضوء صفات هذا المجتمع.. وقد يكون المجتمع موضع الدراسة على سبيل المثال مجتمع طبقي. فعلى الباحث أن يختار أفراد عينته من الطبقات كلها وأن يكون أقراد هذه العينة من ناحية أخرى مختارين عشوائيا وبنسب واحدة من الطبقات المختلفة.

#### الدرجة الميارية: Standard score

لقارنة درجة قرد بغيره من الأفراد ولمعرفة معنى الدرجة الحاصل عليها أو لمقارنة درجات فرد في امتحانات مختلفة أو اختبارات تقيس أشياء مختلفة . فانه يمكن تحويل الدرجة الخام Raw score الحاصل عليها الى درجة معيارية Standard score وذلك عن طريق ايجاد المتوسط الحسابي لدرجات المجموعة في هذا الاختبار أو الامتحان أو غيره، كذلك ايجاد الانحراف المعياري لها ثم ايجاد الفرق بين الدرجة الخام للفرد وبين المتوسط الحسابي وقسمة هذا الفرق على قيمة الانحراف المعياري وبذلك نحصل على الدرجة المعياري وبذلك نحصل على الدرجة المعيارية .

فاذا رمزنا للدرجة الخام Raw score بالرمز (س)

ورمزنا للمتوسط الحسابي Arithmetic Mean بالرمز (م) ورمزنا للاتحراف المعياري Standard Deviation بالرمز (ع)

· فاننا نستطيع الحصول على الدرجة المعيارية عن طريق المعادلة الآتية:

الدرجة المعيارية (ص) 
$$=\frac{w-q}{3}$$

فالدرجة المعيارية اذ تعبر عن الفرق بين الدرجة الخام للفرد ومتوسط درجة الجهاعة التي ينتمي اليها في ضوء الانحراف المعياري وعلى هذا فالدرجة المعيارية تعتمد في حسابها على المتوسط الحسابي والانحراف المعياري وهي تضع في الاعتبار تشتت الدرجات ذلك أن هذا التشتت يؤثر في مركز الدرجة من متغير لآخر ومن اختبار لآخر (اختبار تحصيل دراسي، استعداد، ميول مهنية أو وزن، سن. الخ) وكما نعرف فان الانحراف المعياري اتما هو مقياس للتشتت ومركز الفرد يختلف من اختبار لآخر حتى وان تساوى انحراف الدرجة ذلك بسبب اختلاف التشتت.

وانحراف الدرجات عن المتوسط يوضح مستوياتها المختلفة فاذا كان الانحراف عن المتوسط موجبا فان هذا يعني زيادة الدرجة عن المتوسط أما اذا كان الانحراف عن المتوسط سالبا، فهذا يعنى نقصان الدرجة عن المتوسط.

فالانحراف يساوي الدرجة الحاصل عليها الفرد مطروحا منها المتوسط، فاذا كان هناك على سبيل المثال طالب قد حصل على ٢٢ درجة ، في امتحان الحساب وكان متوسط درجات هذا الامتحان تساوي ١٨٠ درجة ، فان هذه العرجة تنحرف عن المتوسط انحرافا موجبا مقداره (٤ درجات) ذلك أن الانحراف هنا يساوى (٢٢ ـ ١٨ == ٤) كذلك فيان الطالب الحاصل

على ١٥ درجة ، تنحرف درجته عن المتوسط انحرافا سلبيا بمقدار ، -- - وفالانحراف هنا يساوي (١٥ - ١٨ = - - - ).

ولكن هل يمكننا الانحراف من أن يأتي حكمنا بواسطته صحيحا ؟ قبل أن نجيب على هذا السؤال نعطى المثال التالي:

لقد طبقت أربعة اختبارات على مجموعة من الطلاب، وكان نتيجة واحد منهم كما يعرضها الجدول التالي:

الاغراف عن المتوسط	الدرجة	اللتوسط	الاختبار
£ +	' Y'Y	1.4	القدرة الحسابية
£ - <del>[</del> -	7 2	۲.	القدرة اللغوية
٣	17	10	القدرة الموسيقية
٣	٧	1.	القدرة الميكانيكية

نلاحظ على الجدول أن انحراف درجات الطالب في اختباري القدرة الحسابية والقدرة اللغوية متساوية وأن انحراف درجاته في اختباري القدرة الموسيقية والقدرة الميكانيكية متساوية كذلك فهل تفوقه في القدرة الحسابية مساوى لتفوقه في القدرة الموسيقية يساوي ضعفه في القدرة الميكانيكية؟ ان قيمة الانحرافات تـؤكـد صحة هـذا الاستنتاج.

والحقيقة أن درجات الأفراد قد تنتشر بعيدا جدا عن المتوسط بحيث يصبح الانحراف الموجّب المساوي (٤ درجات) قريبا جدا بالنسبة للتسوزيع مسن المتوسط وهذا لا يؤدي الى حكمنا حكما صحيحا على مستوى الطالب. كذلك

قان الاغراف السالب (-- ٣) قد يصبح قريبا من ذلك المتوسط بالنسبة للتوزيع وقد يضيق انتشار الدرجات ويقل تشتتها بحيث يصبح الانحراف الموجب المساوي (1 درجات) بعيدا عن المتوسط بالنسبة للتوزيع وهذا يحدد لمثل ذلك التشتت مستوا عاليا من مستويات ذلك الاختبار . والأمر سوف يتضح لو تبينت القيم المختلفة لتشتت Dispersion درجات الاختبارات الاربعة السابقة ونسبة مستوى هذا التفوق أو هذا الضعف لهذه الاختبارات ذلك أننا سوف ننزع على الغور لتخطئة حكمنا السابق.

فاذا كان الانحراف المعياري للاختبار الأول يساوي (٥) والانحراف المعياري للاختبار الثاني يساوي (٦) والانحراف المعياري للاختبار الثالث يساوي (٣) والانحراف المعياري للاختبار الرابع يساوي (٤) فانه نسبة انحراف درجة الطالب في الاختبار الأول الى الانحراف المعياري لهذا الاختبار يساوي ( $\frac{2}{6} = 0.00$ ) وهذا الناتج يعبر عن مستوى الطالب في القدرة المعياري الحسابية وان نسبة انحراف درجته في الاختبار الثاني الى الانحراف المعياري لهذا الاختبار يساوي ( $\frac{2}{6} = 0.00$ ) وهذا الناتج يعبر عن مستوى الطالب في القدرة اللغوية وهذا يعني أن مستواه في القدرة المعابية أعلى منها في القدرة اللغوية .

كذلك فان نسبة درجته في الاختبار الثالث الى الانحراف المعياري لهذا الاختبار تساوي ( $\frac{m}{2} = -1$ ) وهذا يعبر عن مستوى هذا الطالب في المقدرة الموسيقية . وأن نسبة درجته في الاختبار الرابع الى الانحراف المعياري تساوي ( $\frac{m}{2} = -0.70$ ) وهذا يعبر عن مستواه في القدرة الميكانيكية .

وهذا يعني أن ضعفه في القدرة الموسيقية أكبر منها في القدرة الميكانيكية . من هذا نستطيع أن نقول أن حكمنا هنا في ضوء الانحراف المعياري هو الحكم الأصوب. كذلك فاننا نشير الى أن الدرجة الناتجة من قسمة الانحراف على الانحراف المعياري هي الدرجة المعيارية والتي حصلنا عليها طبقا للقانون الذي سبق أن عرضنا له في بداية هذه المحاضرة.

# الخصائص الاحصائية للدرجة المعيارية

سالمتوسط الحسابي للدرجة المعيارية لأي توزيع تكراري تساوي (صفر) بصفة دائمة. والانحراف المعياري يساوي (واحد صحيح) لذلك فانه يمكن لنا أن نقارن درجات الاختبارات المختلفة مها كان متوسط درجاتها الخام ومها كانت قم انحرافاتها المعيارية، ذلك لأن عملية تحويل الدرجات الخام الى درجات معيارية توحد متوسطات, جميع تلك الاختبارات (أي نقطة الصفر) وتحمل وحدات المقياس متساوية في كل اختبار من هذه الاختبارات ذلك أن كل منها يساوي (واحد صحيح).

ان الدرجات التي تقل في قيمتها العددية عن المتوسط (كما سبق أن بينا)
 تنحرف عنه انحرافا سالبا والدرجات التي تزيد في قيمتها العددية عن المتوسط
 تنحرف عنه انحرافا موجبا.

	Y( \frac{z}{\xi})	<u>て</u> - と	'ت ِ	٠ ح٠	w
·		, ,	٤٩	٧ -	۳.
-	• • • • • • • • • • • • • • • • • • • •		71	·	٠ ٢
		•	- A1	۹	١
	.*	-	17	£	7
			í	۲	٨
			17	٤+	1 £

Y( \frac{c}{\xi})	<del>ر</del> ج	ح ً ٠	٦	بي
		£ £ 4	۲+	١٢
		۸۱	Y + 4 +	. 19
	,	71	۸ +	١٨
	مجد صفر	بحب ۲۸ع	۳	١
\_\_\= t	۲ = صفر ۱۰ = صفر = صفر	1 1 E	+ ۳۰ -	

#### المئين Percentile

تبين لنا عند دراسة نصف المدى الربيعي أن للمجموعة ثلاث ربيعات وأربعة أرباع. فنحن اذا عددنا أفراد أية مجموعة مبتدئين بأقلها قيمة حتى نصل الله ربع أفراد هذه المجموعة ،فان النقطة التي نصل اللها بهذه الطريقة ويقع تحتها ( لم ) مجموع أفراد هذه المجموعة أي ٢٥/، هي ما تسمى بالربيع الأدنى Quartile Lower أما اذا عددنا أفراد هذه المجموعة مبتدئين بأكبرها قيمة حتى نصل الى ربع أفراد المجموعة، كانت النقطة التي نصل اللها بهذه الطريقة، والتي يقع تحتها لم من مجموع أفراد هذه المجموعة أي ٧٥/ منها هي ما تسمى بالربيع الأعلى Upper Quartile كذلك عرفنا أن الوسيط Median هو الربيع الثاني أي النقطة التي يقع تحتها حمر من الحالات.

ولكن لو قسمنا المجموعة الى مائة جزء، فان المئين يكون هو النقطة التي

تحدد هذه الأجزاء، ذلك ان المئين هو أحد النقط الـ ( ١٠٠) التي ينقسم اليها التوزيع الى مائة جزء فهو يحتوي على أم من الأجزاء أو الدرجات أو الأفراد، فالمئين الـ ٨٠ مثلا لدرجات مجموعة من الطلاب في اختيار للقدرات يعني القيمة التي يفوقها او يتعداها ٢٠/ من الطلاب والتي يقل عنها أو يقع دونها القيمة التي يفوقها او يتعداها ٢٠/ من الطلاب والتي يقل عنها أو يقع دونها مستوى أو ( ١٠٠) جزء أو ( ١٠٠) فئة ثم ننسب درجة الفرد الى أحد هذه المستويات أو تلك الأجزاء أو الفئات. فنحن عندما نرتب درجات الأفراد ترتيبا تصاعديا أو تنازليا يمكن تحديد الوضع النسبي للفرد أي وضع الفرد بالنسبة لأقرانه في المجموعة.

وغن في مجال علم النفس نستخدم المقاييس العقلية، وهذه تكون نتائجها على هيئة مئين، لذلك نلاحظ أن الاختبارات أو المعايير العقلية ملحق بها جدول يبين المئين المقابل للدرجات المختلفة ذلك حتى اذا طبقناها على أي الأفراد وصحح هذا الاختبار فإننا من الجدول يمكن معرفة مركز هذا الفرد بالنسبة لزملائه أو يمكن معرفة رتبته المئينية Percentile Rank أي تحديد الوضع النسبي له.

فاذا كان لدينا مجموعة مكونة من (٥٠) طالبا وكان لدينا طالب حصل على درجة أفضل من ٤٠ طالبا من هذه المحموعة فمعنى هذا أن هناك ٩ طلاب قد حصلوا على درجات أفضل منه، وهذا يعني أيضا أنه يقع في المئين الدرجة المئينية لهذا الطالب طبقا للمعادلة الآتية:

ومعنى ذلك أنه قد حصل على درجات أعلى من (٨٠٪) من بمجوعة الطلاب التي ينتمي اليها، و ٢٠/ حصلوا على درجات أعلى منهً. وعلى هذا فالربيع الادنى هو نفسه المئين الـ (٢٥) والربيع الاعلى هو نفسه المئين الـ (٢٥) ذلك أن المئين الخامس والعشرين والربيع الادنى تقع قبله قبلها ربع القيم، كذلك فان الربيع الاعلى أ. المئين الخامس والسبعين يقع قبله ثلاثة ارباع القيم.

وإذا رَجعنا للمثال المعطى لنا وهو يمثل درجات مجموعة مكونة من ( ١٦٤) طالب في مادة اللغة الانجليزية:

تكرار متجمع صاعد	ك	ن
. 171	٣	۸۵
171	٥	٨٠
١٥٦	٥	٧٥
101	١٠ .	٧٠
181	17	70
١٢٩ نقطة الربيع الأعلى	١٥	٦٥ فئة الربيع ٦٠ ــــــــــــــــــــــــــــــــــــ
118	۲٠	٥٥ الاعلى
41	44	٥٠
٦٧	74	20 فئة الربيع
٤٤نقطة الربيع الأدنى	١٥	۱۰ <u> </u>
*4	١٣	٣٥
١٦	١٢	٣.
Ĺ	٤	40
صفر	"مصفر —ستونس	۲.
	م ج ك ١٦٤	

وقد حسب الربيع الأدنى والربيع الاعلى على النحو التالي:

رتبة الربيع الأدنى 
$$= \frac{17!}{3} = 13$$
رتبة الربيع الأعلى  $= \frac{17!}{3} \times \pi = 17$ 
الربيع الأدنى  $= \cdot 3 + \frac{17}{10} \times 0 = 33$ 
الربيع الأعلى  $= \cdot 3 + \frac{9}{10} \times 0 = 13$ 

فإذا أردنا أن نعرف المثين ( ٢٥) فائن رتبته 
$$= \frac{70}{100} \times 100$$
 فإذا أردنا أن نعرف المثين ( ٢٥) فائن رتبته  $= \frac{70}{100} \times 100$  وتكون قيمته  $= \frac{17}{100} \times 100 \times 100$   $= \frac{17}{100} \times 100 \times 100$   $= \frac{17}{100} \times 100 \times 100$ 

وإذا رغبنا معرفة المئين الـ (٧٥) فإن رتبته 
$$= \frac{70}{100} \times 170 = 170$$
 وإذا رغبنا معرفة المئين الـ (٧٥) فإن رتبته  $= 170 \times 100 = 100$  وهذا يعني أنه سيكون في الفئة (٦٠ –) وتكون قيمته  $= 170 \times 100 = 100$ 

أي أن الربيع الأدنى هو المئين الـ (٢٥) والربيع الأعلى هو نفسه المئين الـ (٢٥) كما سبق القول... .

ولكن كيف يمكن لنا ايجاد الرتبة المئينية لقيمة من قيم المجموعة . . ٢

أما عــدد جميــع القيم التي تقــل عــن ٥٨ في المجمــوعــة = ١٠ + ١٠ = ١٠٦ فإن المئين المقابل للدرجة المرادة عدد أفراد العينة = ١٦٤ فإن المئين المقابل للدرجة (٥٨) هو ١٠٠ × ١٠٠ = ١٠٠ عروم ١٠٠ عروم ١٠٠ عروم ١٠٠ عروم ١٠٠ عروم المنابق المنابق

وعلى هذا فإن خطوات ايجاد الوتبة المئينية التي تقابل احدى القيم في أي المجموعات هي: ــ

- عدد الفئة التي يقع فيها والحد الأدنى لهذه الفئة .
- احسب التكرار المتجمع (الصاعد أو النازل) قبل هذه الفئة.
- ــ احسب عدد أفراد الغثة التي تقل عن القيمة نبعاً للمعادلة الآتية :

- إجمع التكرار المتجمع (الصاعد أو النازل) قبل الفئة + عدد قم الفئة التي تُقُل عن القيمة فينتج عدد جميع قيم المجموعة التي تقل عن القيمة المعطاه.

\_ تحسب الرتبة المثينية المطلوبة بالمعادلة التالية:

عدد القيم التي تقل عن القيمة المعطاة \_\_\_\_\_\_\_ × ١٠٠ ×

#### مثال (۱)

الجدول التكراري التالي يصور درجات مجموعة مكونة من ٢٠٠ طالب في مقياس سوسيومتري لتحديد الأفراد الذين يتمتعون في جماعتهم بسهات القائد وسهات الفرد المنبوذ

التكرار المتجمع الصاعد	التكوار	الفئات
۲.	۳.	۲
۸۰	٥٠	٤
14.	٤٠	٦,
14.	٥.	۸
7	٣.	١.
•	Y · ·	1

والمطلوب أيجاد المئين ٦٠، ٦٠ ثم أيجاد الرنبة المئينية .

### مثال (۲)

ارجع الى صفحة ٥٦ مذكرة السنة الثانية لايجاد المئين ٢٠، ٢٥، ٣٠، ٣٠، ٨٠ لمثال وزنُ (٤٠) طالبا

مثال (٣) أعطى لك الجدول التكراري التالي الذي يصور توزيع احدى القدرات الابداعية: -

ك	ن
۲	۲.
٥	١٨
10	17
18	١٤
٨	١٣
Y	١.

والمطلوب

أولاً: حساب قيمة المثنين الـ (٢٠) والــ (٥٠) والـ (٤٠).

ثانياً: حساب الدرجات المعيارية المقابلة للقيم ١٢، ١٣، ١٦، ١٧،

٧.

## الفصل الخامس

## معاملات الارتباط

### Coefficient of correlations

يستخدم معامل الارتباط في علم النفس لأغراض متعددة كثيرة منها الكشف عن مدى التشابه أو الاختلاف بين القدرات وبعضها وبين السهات وبعضها البعض .

على أن الارتباط بين ظاهرتين أو بين متغيرين أو بين سمتين أو قدرتين لا يعني أن أحدهما علة للآخر أو سببا له ، بل قد يكونا هما الاثنان علة لمتغير آخر او متغيرات أخرى . فالارتباط لا يعني العلية . فقد ترتبط ظاهرتين أو متغيرين لأسباب عرضية أو لأسباب لا ترجع لأي من الظاهرتين أو أن أحد المتغيرين سبباً لآخر أو شرط له ، على أنه قد يكون الشرط الوحيد له .

ومعامل الارتباط إنما هو مقياس احصائي يبين مستوى العلاقمة وحجمها ، بين ظاهرتين يتغيران معا ، أو هو مقياس يبين التغير الاقتراني بين ظاهرتين . وهو معامل الارتباط قد يكون موجبا وقد يكون واحدا صحيحا أو كسر من (١) صحيح .

وعندما يكون معامل الارتباط يساوي (١) صحيح وموجب فهذا يعني أن التغير في أحد الظاهرتين أو المتغيرين يصاحبه تغير في الظاهرة الأخرى أو المهتغير الآخر، وان هذا النغير تغير تام أو مطلق فقطعة الثلج ينقص حجمها تبزيادة درجة الحرارة، وهنا يكون الاقتران سلبيا وقضيب الحديد يزداد طوله

بزيادة درجة الحرارة.. وهنا يكون الاقتران ايجابيا. كذلك العلاقة بين قطر الدائرة وعيطها. وأيضا فانه كلها زاد الضغط قل الحجم والعكس صحيح وهذا يعني أن هناك علاقة طردية موجبة تامة أيضا \_ في حدود معينة \_ . ويكون معامل الارتباط كسر من واحد صحيح وهذا يتأتى عندما يصاحب التغير في أحد المتغيرين تغيرا جزئيا في المتغير الآخر، وأن هذا التغير يحدث غالبا، كأن يكون هناك معامل ارتباط موجب وجزئي (٨٠،٠،٠،٠،٠،٠) بين التحصيل الدراسي والذكاء . ويكون معامل الارتباط كسر واحد صحيح ولكنه منخفض ذلك أن التغير في أحد المتغيرين يصاحبه تغير في المتغير الآخر أحيانا ، كأن يكون هناك معامل ارتباط يساوي (٠,٣٠) أو (٥,٢٠) بين أحيانا ، كأن يكون هناك معامل ارتباط يساوي (٠,٣٠) أو (٥,٢٠) من التحصيل الدراسي والاستقامة وهذا يعني أن في (٠,٣٠) أو (٥٢٠) من الخلات يكون المتفوق دراسيا شخص مستقيم في سلوكه وأخلاقه . .

وقد يكون معامل الارتباط يساوي (صفر) وهذا يعني عدم وجود أي علاقة بين التغير الذي يحدث بين متغير ومتغير آخر. كالعلاقة بين حجم الجسم والصلع.

كذلك فمن الممكن أن يكون معامل الارتباط جزئي وسلبي، كأن يكون مصادفة ، كارتفاع أسعار البترول في البلاد العربية صاحبه حدوث زلزال مدمر في اليابان . . كذلك فان هناك طالبا متخلفا دراسيا وليس له أي نشاط اجتماعي هنا ليس لأي منها تأثير على الآخر فالسبب انما يرجع للمرض وهو متغير آخر . .

والعلاقة في عجال العلوم الانسانية بين متغيرين لا تكون مطلقة أبدا أي لا يعبر عنها ب + ١ انما تكون العلاقة دائما كسر من واحد صحيح ذلك أننا في العلوم الانسانية ندرس الانسان وسلوكه والانسان متغير وغير ثابت على

حال كذلك فان هناك متغيرات كثيرة تغير حالته النفسية من حالة الى حالة أخرى . . لذلك تأتي العلاقة جزئية موجبة أو جزئية سالبة . والعلاقات بين المغيرات قد تكون:

- \_ نامة موجبة.
- \_ تامة سالية.
- ـ جزئية موجبة.
- جزئية سالية.
- ـ لا توجد علاقة اطلاقا أي أن معامل الارتباط يساوي (صغر).
  - ومعاملات الارتباط التي سوف ندرسها: "
    - \_ معامل ارتباط الرتب لسبيرمان.
  - ـ معامل ارتباط بيرسون من القيم الخام.
  - .. معامل ارتباط بيرسون عن طريق الانحراف.
  - .. معامل ارتباط ببرسون عن طريق جدول الانتشار.
    - \_ معامل التوافق
      - ـ معامل فای
    - .. معامل الارتباط الثنائي.

### معامل ارتباط الرتب

قد نرغب في ترتيب بجموعة أفراد فصل دراسي في سمة القيادة أو « النبذ» ذلك باستخدام مقياس كمي للارتباط بين هاتين السمتين. ولقد وضع سبيرمان قانونا يمكن به تحقيق هذا الهدف وهدو على النحو التالي:

$$(= 1 - \frac{r_1 + \omega^2}{\sigma(\sigma^2 - 1)})$$

فلنفرض أن لدبنا بجوعة مكونة من عشرة أفراد ونريد أن نحدد سمة «القبادة» وسمة «النبذ» لهذه المجموعة في هاتين السمتين عن طريق تطبيق مقياس سوسيومتري. ولقد طبق المقياس بالفعل وكانت الدرجات التي حصل عليها أفراد هذه العينة على النحو التالى:

مريع	الفرق	رتبه سمة	رتبة سمة	سمة النبذ	سمة	أقراد
<del>-</del>		النبذ	القيادة		القيادة	العينة
17,7	۳,٥ _	٤,٠	٧,٥	- γ	٣	١
١,٠	۱,۰ -	٦,٠	٥	٥	٥	۲
7.,4	٤,٥ _	۷,۵	٣	٤	٧	٣
١,٠	۱,۰	٣,٠	۲	٨	٨	٤
١,٠	١,٠ _	۲,۰	١	٩	٩	٥
70,0	٥,٠ _	١,٠	٦	١٠.	i	٦
7,4	۲,٥ -	٥,٠	٧,٥	٦	٣	٧
7,7	1,0 -	٧,٥	۹,۵	٤	۲	٨
١,٠	1,	۹,۰	1 . , .	٣	١ ١	٩
۳٦,٠	٦ ـ	١٠,٠	٤,٠	1	1 7	١٠
1.7,7	<u> </u>		<u> </u>	<u> </u>	<u>                                     </u>	<u></u>

نلاحظ أن هناك قيمة تكررت في سمة القيادة رقيمة أغرى تكررت في سمة النبذ وهذا يتطلب منا أن نعطي ترتيبا منوسطا لكل من عاتين القيستين. فالقيمة (٣) تكررت مرتين في سمة القيادة وعلى هذا فاننا نعطيها رتبة متوسطة بين (٨,٧) فيصبح الترتيب (٧,٥) وتعطى القيمة التالية لها الرتبة (٩). وهذا نفسه نقوم به بالنسبة المقيمة (٤) التي تكررت مرتين في سمة النبذ.

واذا كانت هناك رتب تكورت ثلاث مرات مثلا فان كل منها تحصل على ترتب متوسط أيضا.

مناك فردان أ ، ب يقومان بالحكم على فرد آخر في سمة القيادة ونرغب غن في معرفة ما اذا كان هناك اتفاقا في الحكم بين هذين الفردين على هذه السمة موضع الحكم أم لا . لذلك فقد أعطى لهذين الفردين مقياسا للمكانة السوسيومترية مؤلف من ١٢ موقفا فاذا كان الفرد يتمتع بسمة القيادة حصل على ٣ درجات اما اذا كان لا يتمتع بهذه السمة حصل على درجة واحدة وكانت درجات الفرد في ضوء هذه المواقف كما يلي:

الحكم ( س )	الميكم (أ)	أرقام المواقف
۲.	٣	. \
,	١	. 4
+	. "	۴
\	1	. £

الحكم (ب)	الحكم (أ)	أرقام المواقف
٣	١	٥
٣	₹	٦
`	١	٧
1	٣	٩
۲	,	
١	٣	١.
١	*	11
۲	<b>\</b>	14

والمطلوب حساب معامل الارتباط بين هذين الحكمين للتأكد من الاتفاق في الحكم من عدمه.

طبق اختبار للتحصيل الدراسي على عينة مكونة من (٣٠) تلميذاً مرتين بهدف الخصول على معامل ثبات لهذا الاختبار باستخدام معامل ارتباط الرتب لسيرمان . . وكانت الدرجات كما يعرضها الجدول التالي:

'لتطبيق ائثابي	النطبيق الأول	الرقم	التطبيق الثاني	التطبيق الأول	الوقم
٦٧	٦٧	١٦	٦٧	77	١
77	٧٣	17	٦٧	٧٠	۲
77	٦٧	١٨	٦٧	٧٠	٣
٧٠	٦٧	١٩	٦٩	77	£ `
٦٧	٦٧	۲.	۸۵	٦٧	٥

التطبيق الثاني	التطبيقُ الأول	الوقم	التطبيق الثاني	التطبيقُ الأول	الرقم
٦٧	17	۲١	77	٦٧	٦
١٧	١٩	7.7	7,4	٧٢	٧
٧٣	17	77	٤٩	٥٢	Α
٦٧	17	7 1	٦٧	٦٧	٩
٦٧	٦٧	. 40	٦٨٠	79	۱٠
٦٧.	٦٧	۲٦	٦٧	٦٧	11
77	'٦٧	. 44	٦٧	٦٧	١٢
. 44	· 4¥	۲۸	79	٦٤	۱۳
٧٦	٧٠	٣٠	17	٦٧	۱٤

ثم أعيد تطبيق هذا الاختبار مرة ثالثة على نفس مجموعة التلاميذ والمطلوب حساب معامل الثبات لهذا الاختبار، ذلك باستخراج معامل ارتباط الرتب لسبيرمان بين التطبيق الأول والثالث والجدول التالي يبين درجات أفراد هذه المجموعة في التطبيق الثالث:

التطبيق الثالث	وقع	التطبيق الثالث	رقم
14	۱٦٠	٦٧	1
٧١	۱۷	٦٧	۲
٦٧	١٨	٦٧	٣
14	۱۹	٧٥	٤
٦٧	۲.	09	٥
٦٧	۲١	٦٧	٦
صغر	**	٧٨	٧
٧٣	44	٥٢	λ
٦٧	7 2	٦٧	٩
7.7	70	٦٧	. 1.
7.7	۲٦	٦٥	11
٦٧	77	٦٨	۱۲
٧٣	44	٧١	۱۳۰
<b>Y</b> Y	۲٠	٧٢	1 £
79	٣٠	٦٧	10

لاحظ أحد الباحثين أن الأسر كبيرة العدد يكون عائلها قليل الانتاج في مضار العمل ذلك أن كثرة مشاكله الأسرية تمنعه من التفرغ لعمله والاهتام به ورفع معدلات انتاجه . . فأردنا أن نخضع هذه الملاحظة للتجريب فاخترنا ( ١٥ ) أسرة كبيرة العدد وحصرنا مصدلات انتاج عائلها في مجال العمل فتجمع لدينا الجدول التالي، والمطلوب منا حساب معامل الارتباط بطريقة سبيرمان للتأكد من صحة هذه الملاحظة أو عدم صحتها .

معدلات انتاج رب الأسرة	حجم عدد أفرادها	الاسرة
١٨	٥	١
14	٧	۲
13	٦ `	٣
1\$	A,	Ĺ
74	٨	۵
٧٨ .	£	۳.
10	٦	Y
۲۰	4	٨
71	1.	٩
77	٦	١٠
44	1.	11
۳.	٨	14
**	٥	14
41	i ·	11
١٨	٨	10

### معامل ارتباط بیرسون Product-moment Correlation

كلمة moment تفيد انحراف القيم عن المتوسط مرفوعة لابة قوة وتقوم التسمية على أساس أن المقدار الهام فيهذه الطريقة هو حاصل ضرب انحراف من القيمتين المتقابلتين في المتغيرين عن متوسطها.

ولقد لاحظنا ان معامل ارتباط الرتب يقومعلى حساب الرتب لا القيم ذاتها وأن زيادة القيمة أو نقصائها لا يغير من وضعها بالنسبة للمجموعة ، بيغا الأمر ختلف في معامل ارتباط بيرسون من القيم ذلك أن هذا المعامل يتأثر بأدنى تغير في قيمة لذلك فائنا نقول أن حساب معامل الارتباط عن طريق استخدام معامل ارتباط بيرسون من القيم يكون أكثر دقة مما لو استخدمنا معامل ارتباط الرتب لسبيرمان .

ونعرض فيا يلي لدرجات بحوعة مكونة من (٥) أفراد في مقياسين أحدها للانطوان الانبسط (من) والاخر للتصابيه (ص) والمطلوب حساب معامل الارتباط بين هذين المتغيرين باستخدام معامل ارتباط بيرسون من القيم الخام مباشرة . .

ص ۲	س۲	س × عس	قيم حق	قيم س	الأفراد
19	٩	۲١	٧	٣	١
70	£	١.	٥	۲	۲
1	19	٧٠	1 -	٧	٣
٣٦.	40	۴,	٦	٥	ź
122	71	47	17	٨	0
ros	101	444	٤٠	70	ن≔ ه

### والخطوات التي اتبعت تتلخص في:

- \_ الحصول على مجـ س، مجـ ص وهي القيم الخام نفسها .
- \_ ضرب كل قيمة من قيم المتغير (س) في مقابلها من قيم المتغير (ص) ثم الحصول على مجـ س ص.
- \_ تربيع قيم (س)، وكذلك تربيع قيم (ص) ثم الحصول على مج س،، مجـ ص، .

# معامل ارتباط بيرسون باستخدام المتوسط الحسابي

يقوم حساب معامل ارتباط بيرسون عن طريق المتوسطين الحسابين لكلا المتغيرين المراد معرفة العلاقة بينهما بحساب انحراف كل قيمة مَن قيم كل متغير عن متوسطها . . ثم تربيع هذه الانحرافات وضربها في بعضها بعد ذلك .

أي أننا نقوم بجمع قيم المتغير (س) ثم قسمة الناتج على مجموع أفراد العينة (ن) وبذلك نحصل على متوسط قيم هذا المتغير.

... ثم نجمع قبم المتغير (ص) ونقسمه على (ن) أي على مجموع أفراد العينة ونحصل من هذا على متوسط قيم المتغير (ص).

- نحسب انحراف كل قيمة من قيم المتغير (س) عن متوسطها ، ذلك بطرح كل قيمة من قيم هذا المتغير من هذا المتوسط ونوضح ناتج هذه العملية في عمود (حَ س).

.. كذلك نحسب انحراف كل قيمة من قيم المتغير (ص) عن متوسطها ذلك بطرح كل قيمة من قيم هذا المتغير من هذا المتوسط ونوضح ناتج هذه العملية في عمود (ح ص).

\_ نربع كل انحراف موجود في العمود ح س كذلك العمود (ح ص) فنحصل على العمود حَ س٢ والعمود حَ ص٢ ثم نجمع حَ س٢ ، حَ ص٢ فيكون لدينا مجد حَ س٢ ، مجد حَ ص٢ .

\_ وأخيرا نضرب الانحراف ح س في الانحراف ح ص لنحصل على العمود حَ س حَ ص . حَ ص . مَ تقوم بجمع قيم هذا العمود لنحصل على مج حَ س حَ ص .

أجرى باحث دراسة على مجموعة مكونة من (١٠) أفراد لمعرفة العلاقة بين مستوى قدرتهم على التحصيل (س) وذكائهم (ص) وكانت درجاتهم في هذين المتغرين على النحو التالى:

014,70	- 04,44	05 %, + +	٥٧,١٧	174,40	۰۰۸,۲۵	1-3,70	74,70	7,70	07,70	٠٢,٧٥	47,40	17,70	2000
		7:1:,0:4	X17,70	T£7,70	7,70	44,40	144,40	27,70	74,40	.,۲٥	174,70	144,40	ce C
نې ×ېرې نام	- 10	÷ + 1.0	<b>የ</b> ሉ, ዕ	14,0	7,0	<b>}</b> ,	11,0	,,6	-† •	Ď	* ; , o	11,0	200
		¥ 0:1:	٦, ٢٥	07,70	T., TO	107,70	1,70	1,70	46.,40		7,70	01,10	20
	TY,0	TT-0-4	۲,۵	٧,٥	0,0	17,0	7,0	۲,0	10,0	٧,٥	÷,6	٧,٥	3.5
<b>.</b> \$	7,0	77.0	, ,	<b>→</b>	+	<u>-</u> 1	•	<b>6</b>	*	, <del>,</del> , , ,	.B	•	G.
	) Y, o	١٧٥	6		4	ċ	ć	<b>-</b>	1			7 0	ç
	المتواط		1	ھر	>	<	a,	Б	ţh	7	<b>-</b> ŧ		<b>C</b> .

ويكون قانون الحصول على معامل ارتباط بيرسون باسنخدام المنوسط الحساب على النحو التالي:

أي يكون معامل الارتباط في هذه المسألة: ر = \_\_\_\_\_\_

# معامل ارتباط بيرسون باستخدام المتوسط الفرضي

ولكن يلاحظ في الطريقة السابقة (طريقة استخدام المسوسط الحسابي المحقيقي) ان السهولة التي تتمييز بها هذه الطريقة قيد اضاعتها القم غير الصحيحة للمتوسطات الحسابيان لذلك نحاول في طريقة أستخدام المتوسط الفرضي ان نتغلب على هذه المشكلة ففي المثال السابق كان المتوسط الحسابي المقيقي للمتغير (س) (١٧,٥) فلكي نقضي على الكسر نخسار الوسيط الفرضي (١٨) للمتغير (س) ولما كان المسوسط الحقيقي للمتغير (ص) المتغير (ص). ونتبع نفس الخطوات السابقة بعد ذلك ثم نستخدم المعادلة التالية الحصول على معامل ارتباط بيرسون باستخدام المتوسط الفرضي.

ونعرض فيا يلي لجدول العمليات الحسابية للمثال السابق في ضوء المتوسط الفرضي ونلاحظ خلو القيم من الكسور .

ح س × ح ص	ح ص '	خ ص	حَ س	حّ س	ص	س	ن
٧٧	171	11	. 44	Y	٥٠	70	١
*1	211	*1	11	١	٦٠	14	۲
λ	++1	١ ١	٠٦٤	٨	44	1.	۳
£Q	4	٣	140	10	24	77	٤
14	۳٦	٦	٠٠٤	۲	10	۲٠	٥
47	171	11	4	٣	٥٠	10	٦
117	۸۱	4	179	14	٣٠	٥	٧
•••	١.	١	. 40	٥	1.	77	٨
107	431	19	• 71	٨	4.	1.	4
΄ ΑΥ	AEI	44	٠٠٩	٣	1.	10	1.
007	4-14	04 +	719	70	440	140	ن ==
<b>**</b>		6A —		۳۰ +	44	١٨	p
071 +		0 A —		0			

## معامل ارتباط بيرسون من جدول مزدوج

الجدول المزدوج احيانا ما يطلق عليه جدول الانتشار.. وجدول الانتشار او الجدول المزدوج هو عبارة عن جدولين نكرارين وضعا معا ليمثلا درجات متغيرين من المتغيرات المراد معرفة طبيعة العلاقة بينها. على ان في الجدول المزدوج توضح علامة واحدة تعبر عن قيمتين بالنسبة للمتغيرين الاول والثاني. بينا في الجدول التكراري نضع علامة واحدة تعبر عن قيمة واحدة من قيم هذا الجدول..

على اننا نستخدم طريقة التكرار المزدوج لفشات الدرجات في حساب معامل الارتباط الا اذا كان عدد الافراد يزيد على ( ٤٠ ) فردا . وعندما يقل عدد الافراد عن هذا الحد فان القيمة العددية لهذا المعامل تتأثر الى الحد الذي يبعدها عن القيمة الحقيقية للارتباط . .

ونعرض للمثال السابق (صفحة) الخاص بالانطواء / الانبساط (س) والعصابية (ص) وتحاول تكوين الجدول المزدوج له والدرجات كانت ...

ص	س	ù
٧	٣	•
٥	۲ ا	۲
١.	٧	٣
	٥	Ł
٦	٥	Ĺ
14	٨	۰ ۵
i.	70	

## جدول ارتباط Correlation table

مج	- 11	- A	- £	س/ص
۲			١,	<u></u> Y
۲		١	١	0
1	١ ،			~ <b>/</b>
0	1	١	۴	مج

يدل انتشار العلامات وهي تسير في الاتجاه أ .. د على ان هناك علاقة موجبة

يدل جدول الارتباط السابق على العلاقة بين (س، ص) وقد تم تكوين

- هذا الجدول على النحو التالي بـ
- ١ \_ جعلنا فئات المتغير س في المربعات الرأسية .
- ٢ \_ وجعلنا فئات المتغير ص في المربعات الافقية .
- ٣ \_ فئات المتغيرين س، ص بطريقة الجدول التكراري.
- ٤ ـ وضعت درجات المتغيرين بتفريع كل درجتين متقابلتين معا فعلى سبيل المثال تم تفريع القيمتين الخاصتين بالفرد (١) وهم ٣ ، ٧ معا . فالقيمة ٣ فرغت في الفئة (٤ ـ ) ذلك في المربع الذي يجمع بينها . . .
  - وقد تم ذلك بالنسبة لكل القيم الخاصة بالمتغيرين (س، ص)

#### مثال

الدرجات التالية هي درجات عينة مكونة من ( ٨ ) افراد في متغيرين ( س ، ص ) والمطلوب حساب معامل الارتباط من جدول ارتباط مزدوج ذلك بتوضيح شكل هذا الارتباط .

# . جدول ارتباط مزدوج

مج	- 07	- 17	- 77	- 17	ں/ص
٤	4	11	1		_ 1
۲	1		77	1	- 11
صفر					- 77
۲				11	- Y1
Α	+	<del>                                     </del>	<b>                                     </b>	<b>+</b>	ج ا

لقد تم تكوين جدول الارتباط المزدوج هذا بالطريقة السابقة في المثال السابق وتدل العلاقة هنا على انها سليمة ذلك ان الانتشار يسير في الاتجاه (جـ ـ ب).

أمثلة

منال ( ۱ ) طبق اختبار سوسیومتری علی مجموعة م

طالباً	عددهم (۲۸)	ة من الطلاب	ري على مجموعا	طبق الحتبار سوسيومة
				وطالبة وكانت درجاتهم في
	الثبذ	القيادة	القبول	رقم الطالب

	5	7.1 20	1 , 20	T
	الثبذ	القبادة	القبول	رقم الطالب
	۲	11	**	, ·
	11	١	£	Y
	14	٧	٧٠	٣
Ì	صفر	۲	٣	٤
1	١	صفو	صفر	٥
	٣	صف	صفر	
-		۰۵۰	££	٧
I	٠ ۲	1	٣	) A
l	صفر	صفو	صفر	۹ ا
I	١	صفو	٥	١ ، ا
l	17	. 1	۲	11
l	٣	. 1 Y	٥	14
l	٦	٣	٣	14
	٣	Ĺ	1.11	12
	٣	صفر	٦	10
	۱۳	٥	i	13
	صفر	صفر	مفر	. 14
	صفر	مفر	مىقو مىقو	١٨
	٥	١	صفر	19
		۲	٣	a' *·
	مفر	١	۳ ا	12.81
	10	صفو	Ĺ	**
_	1	۲	٥	74
			L	

. . .

النبذ	القيادة	القبول	رفم الطالب
صفر	صفر	صفر	۲í
١٢	٣	14	40
۲	١	۰, ۴۰	17
۲	۲	۵	**
٧	. 44	10	. 47
۲	Ĺ	11	74
صفر صفر صفر	صفر	١	۳٠
صفر	٨	17	۳۱
صفر	١	٤	44
١	1	٣	. 44
٥	صفو	4	. 46
**	٣	١.	۴۵
٥	Ĺ	٧	4.1
10	٧	۲	, <b>*</b> Y
١٥	۲	۲	44
٥	صفر	۲	۳۸

### المطلوب أولاء

حساب معاملات الارتباط بين القبول والقيادة وبين القبول والنبذ وبين القيادة والنبذ، ذلك باستخدام طريقة بيرسون من القيم الخام المباشرة.

### ئانيا :

حساب مغاملات الارتباط بين القبول والقيادة وبين القبول والنبذ، وبين القيادة والنبذ، ذلك باستخدام الجدول المزدوج.

#### ثالثا:

حساب معاملات الارتباط بين ابعاد القبول والقيادة، وبين القبول والنبذ، وبين القبول والنبذ، وبين القيادة والنبذ ذلك باستخدام طريق المتوسط الفرضي، ثم بطريقة المتوسط الحقيقي.

مثال (۲) من الجدول التالي استخرج المئينات الـ: ۲۵، ۲۵، ۵۰، ۷۵، ۹۹، ۸۰

10	<b>*</b> •
۱.	40
17	٣٠
14	70
11	í·
17	10
14	<b>.</b> .
14	٥٥
. 17	٧.
14.	

مثال (٣):

	T	<u> </u>	1	
٣٠	70	۲٠	14	17
٧٠	10	٦.	٦٠	٥٠
١٢	١٣	١٥	1 1.	17
٧٠	٥٢	٤٠	٣٠	10
10	٣٠	۲۸	44	40
7.7	70	7£	٦٠ ]	٧٠
٦٨.	٧٠	۸-	. 74	V4
70	٧٠	13	10	۸۰
**	14	14,	71	44
**	44	44	**	٤٣
L	. <u></u>		I	

الدرجات السابقة هي درجات مجموعة من الطلاب عددهم (٥٠) طالبا، المطلوب المئينات الـ ٢٠، ٢٥، ٢٥.

مثال ( 1 ): احسب الدرجات المعيارية لطالب قام باجراء عدد من الاختبارات المنتسبة علما بأن درجاته الخام ومتوسطها الحسابي في هذه الاختبارات كانت على النحو التالي :

المتوسط الحسابي	الدرجة الخام	الاختبار
۲٠	71	١
70	14	۲
۱٤ ,	17	٣
17	40	٤
. 17	14	٥
۲٠	77	٦ -
۲٥.	۳۷	Y
٣٠	. ٣٨	٨
٤٠	۰۰	. 4
17	۱۸ ،	1.
**	71	11
**	14	14

مثال (٥): طبقت أربعة اختبارات عن مجموعة مكونة من ١٥ فرد وكانت درجاتهم على النحو التالي:

اختبار ( 1 )	اختبار ( ۳ )	اختبار (۲)	اختبار ( ۱ )	
١٨	۲.	17	1.4	1
**	10	1.6	٧٠	۲
71	40	14	40	۴
**	<b>71</b>	71	. **	í
17	17	٣٥	17	c
۱۸,	١٨	۳۰	7 £	٦
14	**	70	۳۰	Y
۲.	71	17	17	٨
40	77	74	1.9	4
77	70	<b>77</b> £	14	١٠
٣٠	Y£	77	70	11
17	44	70	۳۰	17
14	14	١٨	44	۱۳
٧٠	١٨	17	YA	11
**	17	11	77	10

والمطلوب حساب معاملات الارتباط بين هذه الاختبارات الاربعة ذلك باستخدام معامل ارتباط بيرسون من القيم الخام ووضعها في مصفوفة ارتباطية.

### ممامل التوافق

#### Contingency Coefficient

يستخدم معامل التوافق في الحالات التي يكون فيها المتغيران منقسهان الى أصناف أو صفات متميزة أو يختلفان معا اختلافا نوعيا، أو اختلافا كميا متصلا ولا يشترط ان يكون المتغيران موزعان توزيعات متصل.

والمثال النالي يوضح هذا الامر. علما بأن قانون معامل التوافق هو يس

$$\overline{\frac{1}{n}} - \sqrt{\frac{1}{n}}$$

	الجموع	ناجح	ر <b>اسب</b>	التحصيل الدراسي المارسة الرياضية
ŀ	4.4	10	1 £	رياضي
	44	٧.	4	غير رياضي
	0.4	70	**	المجموع

$$\left[\frac{2\cdots}{r_0} + \frac{\Lambda 1}{r_T}\right] \frac{1}{r_0} = \left[\frac{'(r_0)}{r_0} + \frac{'(q_0)}{r_0}\right] \frac{1}{r_0}$$
 فير رياضي

رياضي 
$$\frac{1}{r_4}$$
 [ ۲۰,۴۳ + ۸,۵۲ ]  $\frac{1}{r_4}$ 

$$\times$$
 ۰,۰۳٤٥ = ۱٤,٩٥  $\times$   $\frac{1}{79}$  = [۱۱,٤٣ + ۳,٥٢]  $\frac{1}{79}$  غير رياضي  $\frac{1}{79}$  = 11,90

ومن الجدول التالي احسب معامل التوافق علما بأن الرقم الذي يعطيه لنا كندال = ٠٠٧٠٠

المجموع	غير مستهدف	مستهدف	الحانة السوسيومترية
17	۱۳	٣	المقبولين
14	Y	11	المنبوذين
T'E	۲.	11	المجموع

معامل فاي Phi Coefficient

معامل فاي Phi يكن اعتباره حالة خاصة لمعامل التوافق، ذلك أنه يستخدم في الحالات التي يكون فيها المتغيران اللذان نريد معرفة طبيعة العلاقة بينها فنقسم كل منها الى قسمين كل له نوعية خاصة متميزة. ققد نريد ايجاد العلاقة بين بجوعة من الطلاب أجابوا على سؤال في أحد الاختبارات بنعم أو لا وبجوعة اخرى اجابوا على سؤال آخر في نفسل الاختبار بنعم او لا أيضا كذلك لو كان لدينا بجوعة من الطلاب قسمت الى قسمين احداها تعرضت للضغط الانفعالي قبل الامتحسان والقسم الآخر لم يتعسرض لهذا. والمطلوب معرفة أثر الضغط الانفعالي على النجاح والرسوب.

النسبة	: الجموع	" ام يتعرضوا	تعرضوا	الضغط الانفعالي
1,54	, A+.	10	40	رسبوا
٠,٥٣	4.	70	70	رسين غيحوا
1,++	17.	٧٠	1 • •	المجموع
<u> </u>	1,	13,0	-,09	النسبة

ولكي نستخدم معامل Phi ينبغي ان نحول التكرارات التي بداخــل هـــذا الجدول الى نسب مئوية في ضوء المجموع الكلي . . ذلك بحساب نسبة كل طلبة

ونسبة من لم يتعرضوا من الراسبين والناجحين = ٠٠٤١ (يَ)

النسبة	لم يتعرضوا	تعرضوا	الضغط الانفعالي نتيجة الامتحان
۰,٤٧ ( ه )	،۲۲۱ (ب)	۱۲، (أ) ر	رسبوا
۰٫٥۳ (ي)	(د) ٠,١٥٠	۰,۳۸ (جس)	غيموا غيموا
1,••	. •,£1	۰,٥٩	النسبة
	(ي)	()	

وقانون Phi على النحو التالي:

لو أردنا معرفة العلاقة بين من أجابوا بنعم ولا على السؤال الأول في امتحان لمادة اللغة الفرنسية ومن أجابوا ينعم ولا على السؤال الثاني في نفس الامتحان وكانت نتائج التكرارات على هذين السؤالين على النحو التالي:

النسية	المجموع	y	نعم	السؤال الاول السؤال الثاني
٠,٥٠	10	۵	١.	نعم
٠,٥٠	10	١.	٥	<b>'</b>
1, • •	٣٠	10	10	-# <u>-</u>
	1,++	٠,٠	٠,٥٠	النسبة

٣· ÷ 1·(1)

هـ هـ ي

النسبة	¥	نعم	السؤال الأول السؤال الثاني
۰٫۵۰ هــ ۰٫۵۰ ي	۰,۱۷ ب ۱,۳۳۰ د ۰,۵۰ يَ	۱۰,۴۳ مر،۱۷ جده	تعم لا النسة

$$\frac{i_{\alpha} - \psi + \frac{1}{\sqrt{2}}}{\sqrt{2}}$$

$$\frac{(77, \times \times 77, \cdot) - (\sqrt{1}, \cdot \times \sqrt{1}, \cdot)}{\sqrt{2}}$$

$$\frac{(77, \times \times 77, \cdot) - (\sqrt{1}, \cdot \times \sqrt{1}, \cdot)}{\sqrt{2}}$$

$$\frac{(77, \cdot) \times (\sqrt{1}, \cdot)}{\sqrt{2}}$$

$$\frac{(77, \cdot) \times (\sqrt{1}, \cdot)}{\sqrt{2}}$$

## معامل الارتباط الثنائي Bi Serial Correlation

قد يصادف الباحث حالات يكون فيها أحد المتغيرين مصنف الى فئات عددية بينا يتعذر تصنيف المتغير الآخر، بل ويكون هذا المتغير الآخر مقسم الى قسمين أو وحدتين أو صفتين كتوافق أو عدم توافق. انطوا / انبساط اجتاعي / غير اجتاعي متغيب / حاضر.. لذلك فنحن هنا نستخدم معامل الارتباط الثاني لنحل هذه المشكلة.

فالجدول التالي يبين عدد الافراد الذين وقعت عليهم جزاءات ومن لم توقع عليهم الجزاءات والعلاوات التي حصل عليها كل منهم:

	الجمرع	~ 0	- 1	<b>-</b> ۲	- r	- 1	العلاوة الجزاءات أفواد وقعت
	4	٥	۱۸	**	١٢	77	عليهم جزاءات
I						Ì	أفراد لم توقع عليهم
l	1	مسفر	٦	Y1 '	**	01	جزاءات
L	۱۰	٥	71	17 '	40	14.	المجموع

والمطلوب حساب معامل الارتباط الثنائي للتأكد من وجود علاقة بين متغيري الجزاءات والعلاوات.

### المتغير الأول:

كح	ع	ك	ف
14 -	Y - '.	<b>4</b>	1
0	3	0	٣
صفر ۲۲	صفر	١٨	团
**	1	**	£
7.5	۲	14	٥
74 -	1	77	
+ 73			;
74			
l			L

$$1 \times \cdot, rea + r, o = 1 \times \frac{rr}{11} + r, o$$

T, A & A = 0

# المتغير الثاني:

ك ح	5	ك	ن
۲ –	Y	١	1
صفر	١	صقر ا	۲
صفر صفو	صفو	•	J
7 £	. •	: Y£ '	Ĺ
£7	۲	<u> </u>	٥
٧٠		0 i	
<u>*</u>	4,1		-
7.4	İ		

$$1 \times 1,700 + 7,0 = 1 \times \frac{7A}{10} + 7,0 = 0$$

الانحراف المعياري (ع) للمجموعة الكلية:

ك حح	كح	ح	ڬ	ف
٤٠	7	. 🕈	١٠	١
۵	0-	١	٥	۲
صفر	صفر 17	صفر	71	٣
صفر 17	17	١	រ។	Ĺ
11.	٧٠	۲	40	6
741	70		17.	
	117			
,	41			

$$\begin{array}{c|c}
\hline
 & 1 & 1 & 1 \\
\hline
 & 1 & 1 &$$

$$\frac{1 \times 1}{\sqrt{2}} \times \frac{1 - 1}{\sqrt{2}} = \frac{1}{\sqrt{2}}$$

ص = ۲۹۰۰

$$\frac{1.10 \times 0.00}{0.00} \times \frac{0.000}{0.000} \times \frac{0.000}{0.000}$$
 اذا رث =  $\frac{0.000}{0.000}$ 

معامل الارتباط الثنائي = 
$$\frac{-119.^{\bullet}}{1111.} \times \frac{0727.^{\bullet}}{177.}$$
 =  $\frac{119.^{\bullet}}{1111.} \times 077.^{\bullet} = -277.^{\bullet} \times 077.^{\bullet}$  =  $\frac{119.^{\bullet}}{1111.} \times 077.^{\bullet} = -277.^{\bullet} \times 077.^{\bullet}$ 

· . £ 9 A --

ولقد تمكن دنلاب Dunlap من تعديل القانون السابق ووضعه في الصورة التالمة:

$$\frac{1}{\omega} \times \frac{r - 1r}{\varepsilon}$$

فمتوسط المتغير الأول (م أ) = ٣,٨٤٨ أما متوسط المجموعة الكلية (م) =

 $+ r,0 = 1 \times ., vox + r,0 = 1 \times \frac{41}{17} + r,0$  $\pm ., vox = ., vox$ 

$$1,11 \cdot \frac{12,0}{1,111} \times \frac{12,0}{1,111}$$
 $= 0.11 \cdot \frac{1}{1}$ 

حصل الباحث على الأرقام التالية لمتغيري الترقية والجزاءات. والمطلوب حساب معامل الارتباط الثنائي بين المتغيرين.

المجموع	٥	1	٣	۲	١	الترقية الجزاءات
11	4	71	۱۳	٨	۱۲	وقعت عليهم جزاءات التنق
01	17 77	۳٦	۱۸	£	Y 11	لم توقع عليهم جزاءات المجموع

طبق مقياس للحكم على صلاحية مجموعة من الافراد للعمل، وفي الوقت نقسه استخدم محكا خارجيا للحكم على هذه الصلاحية. والمطلوب حساب معامل صدق هذا المقياس ذلك باستخدام معامل الارتباط الثنائي، ويمكن من الجدول التالى الوصول الى هذا:

	المجموع	o	£	۳	۲	١	مقياس الجزاءات المحك الخارجي
	01		٣	10	44	4	لم نوقع عليهم جزاءات وقعت عليهم
ı	77	_	٦	٣٠	**	٨	أجزاءات
	17.	_		£O	٥٠	17	المجموع

# الفصل السادس حساب دلالة معاملات الارتباط

بعد أن درسنا كيفية الحصول على معامل الارتباط بين متغيرين.. فان معامل الارتباط بين متغيرين.. فان معامل الارتباط لا تكون له قيمة ، الا اذا كان دالا Singnificant والدلالة تعني ان مناك علاقة حقيقية بين هذين المتغيرين اللذين ندرس حقيقة العلاقة بينها . وغين نستطيع ان نحسب دلالة معاملات الارتباط التي نصل اليها بالطريقة التالية :

- ٢ ــ تحديد عدد أفراد العينة التي نريد حساب العلائة او الارتباط بين متغيرين
   قسا فيها، وعدد الافراد هذا نرمز له بالرمز ون .
- ۲ ـ حساب درجة الحرية Degrec of freedom ذلك بطرح عدد ۲ من قيمة  $x = -\infty$  من قيمة  $x = -\infty$  من قيمة الحرية .
- س نأخذ درجة الحرية ونبحث امامها تحت النسبتين (٠,٠١)، (٠,٠١) فاذا كان معامل الارتباط (اي الرقم الذي حصلنا عليه) اقل من القيمة الموجودة تحت أي من هاتين النسبتين كل على حدة فانه في هذه الحالة لا يكون دالا أي لا يدل على علاقة حقيقية بين المتغيرين اللذين نبحث عن حقيقة العلاقة بينها أما اذا كان الرقم الذي حصلنا عليه أي معامل الارتباط مساوي او يزيد عن أي من القيمتين الموجودتين تحت النسبتين (٠,٠١) فان هذا يعني ان معامل الارتباط دال احصائيا .
- اذا كان معامل الارتباط له دلالة عند ١٠,٠ قان هذا يعني ان نسبة الثقة فيه ٩٩٪، وأن نسبة الشك في هذا المعامل تساوي (١٪). اما اذا كان له دلالة عند (١٠,٠٠) قان هذا يعني أن إنسبة الشك في هذا المعامل

٥٪ بينها نسبة الثقة فيه تساوي ٩٥٪.
 ونعرض فيما يلي لجدول معاملات الارتباط:

		درجات الحرية			ورجات الحوية
4,43	+,+6	(٧-٥)	٠,٠١	•,•0	(ن ـ ۲)
•,£47	٠,٣٨٨	45	1,	444	١
٧٨٤,٠	٠,٣٨١	۵۲	.,44.	٠,٩٥٠	۲
٠,٤٧٨	44.	44	٠,٩٥٩	•1949	*
۰,٤٦٣	٠,٣٦١	44	۱۷ر۹	1144.	٤
٠,٤٥٦	٥٥٣,٠	74	•,471	٠,٧٠٧	٦
•,££4	•,٣٤٩	۳٠	۰,۲۹۸	1,555	٧
٠,٤٩٨	٠,٣٢	40	٠,٧٦٥	,377	٨
٠,٣٩٣	•,٣•٤	1.	+,٧٣٥	1,704	٩
+,477	-,444	10	٠,٧٠٨	·,0Y1.	12
٤۵۳,٠	٠,٢٧٣	0.	-,1/1	٠,٥٥٣	11
٠,٣٢٥	-,40-	٦٠.	•,471	٠,٥٣٢	١٧
+,٣+٢	*,777	٧٠	137,0	+,011	١٣
747,	٠,٢١٧	۸۰	1777	+, £ 4 Y	15
٠,٢٦٧	+,7+0	۹٠	+,7+7	. *,EAT	10
+,701	+,140	1 * * *	-,04-	1,578	17
٠,٢٢٨	1,172	140	-,040	. •,£07	1 1 1
+,Y+A	1,104	10.	٠,٥٦١	.,111	١٨
1116	٠,١١٣	7	+,019	٠,٤٣٣	14
-,174	1,194	1	-,077	٠,٤١٣	71
.,110	1,134	0	1,010	1,1.1	**
٠,٠٨١	٠٠٠٦٢	١	۰,٥٠٥	٠,٣٩٦	**

ولكي تتضح طريقة الحكم على معامل الارتباط وعها اذا كان له دلالة ام لا ، فاننا نعطى المثال التالي :-

طبق اختبار للتحصيل الدراسي على مجموعة مكونة من (27) طالبا من طلاب مدرسة الصناعات الزخرفية، وطلب من الباحث حساب معاصل الارتباط بين مستوى التحصيل ومتغير السن لدى هؤلاء الطلاب ولقد حصل الباحث على معامل ارتباط يساوي (,780) ولكي نعرف عها اذا كان هذا المعامل يدل على علاقة حقيقية بين متغيري السن والتحصيل الدراسي أم لا.. فاننا نحسب درجة الحرية وهي هنا تساوي 27 - 7 = 20. ونقوم بالكشف عن دلالة معامل الارتباط الذي وصلنا اليه نجد أنه يتجاوز قيمة الرقم الموجود تحت (0,0). وهذا يعني ان هذا الرقم دال عند مستوى ثقة (0,0)، أي أنه يدل على علاقة حقيقية بين هذين المتغيرين..

# الفصل السابع مقاييس الدلالة اختيار و ت « test « test «

يستخدم اختبار و ت ، كوسيلة لمعرفة حقيقة الفرق بين مجموعتين ، وعما اذا كان هذا الفرق فرقا جوهريا . . . اي له دلالة Significance احصائية ام لا فاذا كان له دلالة احصائية فمعنى هذا ان هذا الفرق فرق حقيقي أما اذا كان الفرق ليس جوهريا ، أي ليس حقيقيا فان هذا يعني ان هذا الفرق سوف يختفى عند اجرا ، هذا البحث عدة مرات . .

وعند استخدام اختبار (ت) لمعرفة مدى دلالة الفرق بين متوسطي عينتين مختلفتين في العدد فاننا نستخدم المعادلة التالية بـ

$$\frac{1}{0} - \frac{1}{1} - \frac{1}{1} - \frac{1}{1}$$

$$\frac{1}{0} \cdot \frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1}$$

$$\frac{1}{0} \cdot \frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1}$$

$$\frac{1}{0} \cdot \frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1}$$

$$\frac{1}{0} \cdot \frac{1}{1} \cdot \frac{1}{1}$$

$$\frac{1}{0} \cdot \frac{1}{1}$$

$$\frac{1}$$

أما اذا كان عدد افراد العينتين متساويتين فاننا نستخدم المعادلة التالية:

$$\frac{\frac{\gamma_1-\gamma_1}{\gamma_2}}{\frac{\gamma_2}{\gamma_1-\gamma_2}}=\frac{1}{2}$$

ويلاحظ هنا اننا نطرح من (ن) رقم واحد فقط. أي (ن 🖳 ١).

واليك مثالين يتبين منها كيفية الحصول على قيمة «ت» كذلك طريقة الكشف عن هذه القيمة وهل لها دلالة احصائية ام لا . أي هل «ت» تدل على وجود فرق حقيقى ام فرق يرجع لظروف التطبيق . . .؟

لقد اجرى باحث دراسة على مجموعتين من الطلبة والطالبات استخدم فيها اختبارا لقياس القدرة الموسيقية فكانت درجاتهم على النحو التالي:

				1.5
كحَ	كخ	ح	ك	ڼ
7.4	11-	۲	Y	٥
٨	۸	1	٨	1.
صفر	ِ صفر ۱۰	صفر	ò	10
١.	١.	١	١.	٧٠
77	14	*	4	70
44	44	٣	11	٣٠
141	71		٠٠ ا	
	77			
	74		1	

$$0 \times \cdot, \forall \lambda + 1 \forall, 0 = 0 \times \frac{\forall 4}{4} + 1 \forall, 0 = 0$$

#### الطالبات

ك خَ'	ك حَ	ځ	ك	ڧ
Y£	14	۲	7	٥
3	٠, ٣,٠٠٠	, <b>t</b>	٦.	1.
صفو	صفر	صفر	٨	١٥
Y	Y	1	٧	۲٠
٦.	٧٠.	۲	10	40
177	01	۴	1.4	۳٠
404	14-		7.	
	41			
	٧٣			

$$\gamma = 0.71 + \frac{77}{7} \times 0 = 0.71 + 717.1 \times 0$$

$$3 = 0 \sqrt{\frac{r(1,r)}{r}} = 3 = 0 \sqrt{\frac{r(1,r)}{r}} = 3$$

$$\begin{array}{c} 7,AT7 \setminus \delta = \xi = 1.\xiA1 - \xi.T1V \setminus \delta = \xi \\ A.\xiY \cdot \delta = 1.7A\xi 1 \times \delta = \xi \\ \hline & XY, TAS = 1.7A\xi 1 \times \delta = \xi \\ \hline & YY, TAS = -71, \xi \cdot \\ \hline & (\frac{1 \cdot + \delta \cdot}{7 \cdot \times 6 \cdot}) \xrightarrow{Y(A,\xi Y 1) \times 7 \cdot + Y(A,7A \cdot) \times 6 \cdot} \\ \hline & (\frac{1 \cdot \cdot}{7 \cdot \times 6 \cdot}) \xrightarrow{Y(A,\xi Y 1) \times 7 \cdot + Y(A,7A \cdot) \times 6 \cdot} \\ \hline & (\frac{1 \cdot \cdot}{7 \cdot \times 6 \cdot}) \xrightarrow{Y(A,\xi Y 1) \times 7 \cdot + Y(A,7A \cdot) \times 6 \cdot} \\ \hline & (\frac{1 \cdot \cdot}{7 \cdot \times 6 \cdot}) \xrightarrow{Y(A,\xi Y 1) \times 7 \cdot + Y(A,7A \cdot) \times 6 \cdot} \\ \hline & (\frac{1 \cdot \cdot}{7 \cdot \times 6 \cdot}) \xrightarrow{Y(A,\xi Y 1) \times 7 \cdot + Y(A,7A \cdot) \times 6 \cdot} \\ \hline & (\frac{1 \cdot \cdot}{7 \cdot \times 6 \cdot}) \xrightarrow{Y(A,\xi Y 1) \times 7 \cdot + Y(A,7A \cdot) \times 7 \cdot + Y($$

كذلك طبق هذا الباحث اختبارا لقياس المكانة السوسيومترية بين مجموعتين

منساوينين من الطلبة والطالبات وكانت درجاتهم على النحو التالي، والمطلوب حساب قيمة (ت) للتأكد من وجود فرق حقيقي بين المجموعتين ام لا..؟

الطلبة:

ك حَ٢	ك ح	ػٙ	ಟ	ف
47	14	۲	٩	٥
۱۳	14		17	١.
صفر ۱۰	صفو ۱ -	صفو	٣	10
1.	١٠	<b>\</b>	١.	۲٠
41	14	۲	۹. ا	40
AT	*•		٤٠	
	44 +			
	۸			

الطالبات:

ك حَ٢	ك حَ	٦	ك	ٺ
۲.	1	۲	٥	8
٩	4	1	4	1.
صفو	صفر	صفر	14	10
11	11	١	11	۲٠
<u> </u>	٤	۲ ۲	۲	40
£A	19		ī.	
	10 +			
	٤			

عينة الطلبة

$$0 \times (\cdot, \tau -) + 1 \vee 0 = 0 \times \frac{\lambda -}{1 \cdot} + 1 \vee 0 = 0$$

$$\frac{\overline{\tau(\lambda -)} - \overline{\lambda \tau}}{\overline{\dot{\tau}}} = 0$$

$$r(\cdot,r-)-r,\cdot 0 \setminus 0=g$$

$$V, \cdot \lambda \lambda 0 = 1, \epsilon 1 \forall V \rangle \times 0 = \overline{V, \cdot 1} \sqrt{0} = \epsilon$$

عينة الطالبات:

$$0 \times (\cdot, 1-) + 1 \lor , 0 = 0 \times \frac{t-}{t} + 1 \lor , 0 = \frac{1}{t}$$

$$1 \forall v, - = \cdot, 0 - 1 \forall v, 0 = (\cdot, 0 - ) + 1 \forall v, 0$$

$$\frac{\nabla (\underline{t} - )}{\underline{t} \cdot 1} = 0 = \underline{0}$$

$$\frac{\nabla (\underline{t} - )}{\underline{t} \cdot 1} = 0 = \underline{0}$$

$$\frac{\nabla (\underline{t} - )}{\underline{t} \cdot 1} = 0 = \underline{0}$$

$$\frac{\nabla (\underline{t} - )}{\underline{t} \cdot 1} = 0 = \underline{0}$$

$$\frac{\nabla (\underline{t} - )}{\underline{t} \cdot 1} = 0 = \underline{0}$$

$$\frac{\nabla (\underline{t} - )}{\underline{t} \cdot 1} = 0 = \underline{0}$$

$$\frac{\nabla (\underline{t} - )}{\underline{t} \cdot 1} = 0 = \underline{0}$$

وبما أن عدد أفراد العينتين واحد، أي (٤٠) فاننا نستخدم المعادلة

$$\frac{\gamma r - \gamma r}{r^{2} + r^{2} + r^{2}}$$

$$\frac{17 - 17,0}{r(0,20) + r(\gamma, r)} = \frac{17,0}{r(0,20) + r(\gamma, r)}$$

$$\frac{\frac{\cdot,0}{\sqrt{9,9}\sqrt{1}}}{\sqrt{9,9}\sqrt{1}} = \frac{\frac{\cdot,0}{\sqrt{9,9}\sqrt{1}}}{\sqrt{9,9}\sqrt{1}} = 0$$

$$0.751 = \frac{\overline{0.0}}{1.5771} = \frac{\overline{0.0}}{1.5771} = 0.771$$

ليس لها دلالة عند اي من مستويات الدلالة.

#### حساب الدلالة

ولكن كيف تم لنا الكشف عن دلالة (ت) أو عدم دلالتها ؟

في المثال الاول كانت قيمة (ت) تساوي ١,٢٠٢ بدرجة حرية ١٠٨٠ لقد قمنا بالنظر في الجدول التالي عند درجة الحرية (١٠٨) تحت مستوى (٠,٠٥)، (١٠٨٠) فتبين ان قيمة ت في الجدول عند (٠,٠٥) تساوي ١,٩٨ وهذه تفوق القيمة التي حصلنا عليها، وبذلك فان القيمة (١,٢٠٢) التي حصلنا عليها تموكد عدم وجود دلالة \_ أي ليس هناك فرق بين المجموعتين في السمة المقاسة بينها وهذا هو ما حدث بالنسبة للمثال الثاني والذي حصلنا فيه على قيمة (ت) وكانت تساوي ٩ ٢٥٠٠.

نسبة الاحتالات

*,* *	+,+Y	.,.0.	+,1+	+.0+	رجات الحرية
					(ن ـ ٣)
ت = ۲۲٫۳۱	ت == ۲۱٫۸۲	ت = ۲٫۲۱	ت = ٦,٣٤	ت= ۱٫۰۰۰	١
4,4 4	٦,٩٦	1,4.	7,47	٠,٨١٦	۲
0,A £	1,01	۳,۱۸	7,40	۰,۷٦٥	٣
1,7 -	۳,۷۵	۲,٧٨	7,17	٠,٧٤١	£
1,+4	۳,۳٦	Y,0 Y	٧,٠٢	1,777	0 1
۳,۷۱	7,16	Y,£0	1,4 £	٠,٧١٨	٦
۳,۵۰	4.00	۲,۳٦	1,4 -	٠,٧١١	Y
۳,۳٦	4,4 .	7,71	1,4%	۰٫۷۰۹	٨
7,70	4,44	۲,۲٦	1,88	۰٫۷۰۳	<u> </u>
. 4,14	۲,۷٦	۲,۲۳	1,41	٠,٧٠٠	1.1.
7,11	4,74	7,7 .	۱,۸۰	.,747	11
٣,٠٦	4,14	۲,۱۸	1,78	٠,٦٩٥	14
· ٣,• ١	7,70	4,17	1,77	٠,٦٩٤	١٣
. Y,4 A	7,77	7,11	1,77	.,447	1 £
7,40	7,70	4,14	1,40	•,741	10
7,47	4,01	4,14	1,40	٠,٦٩٠	14
Y,4 •	7,07	7.11	٠,١٧٤	**,784	14
, Y,AA	7,00	٧,١٠	1,44	٠,٦٨٨	1.8
7,47	7,0 £	Y,+4	۱٫۷۴	4,744	14
7,4 1	7,04	4,09	1,77	4,7	Y ÷

٠,٠١	•,•٢	•,•0	•.1•	+.0+	درجات الحوية ( ت - ۳ )
۲,۸۳	7,07	۲,•۸	1,77	٠,٦٨٦	۲١.
4,44	7,01	4,04	1,77	F & F , •	44
7,81	۲,5٠	Y, • Y	1,71	OAF.	44
٧,٨٠	4,59	7,7	1,71	*,740	72
7,74	4.24	7,+7	1,71	•,786	40
۲,۷۸	.,£A	41.4	1,71	1,782	44
7,44	Y,£Y	۲,۰۵	1,7:	1,141	177
7,77	7,27	T,+0	۱,٧٠	•,788	7.4
4,44	۲,٤٦	۲, <b>- ٤</b>	١,٧٠	٠,٦٨٣	79
7,70	4,17	Y, • £	١,٧٠	4,7,7	٣٠
7,77	Y,ii	۲,۰۳	1,74	٠,٦٨٢	40
7,71	7.17	4,+4	1,74	1 4 7,0	٤٠
7,74	7,11	۲,۰۲	1,78	٠,٦٨٠	10
7,71	7,1.	7, 1	1,78	-,774	٥٠
7,77	7,79	۲,۰۰	٠,٦٧	477,	٦٠ ا
7,70	۲,۳۸	, Y,	1,77	٠,٦٧٨	٧٠
7,71	4,44	1,44	1,77	1,777	٨٠
7,77	7,84	1,44	1,77	٠,٦٧٧	4 •
7,77	4,47	1,44	1,77	1,777	1
7,77	4,47	1,44	1,77	•,177	170
7,41	4,40	1,43	1,77	٠,٦٧٦	10-
7,7.	7,70	1,47	1,70	٥٧٢,٠	* ***
7,04	7,71	1,47	1,70	•,770	***

۰٫۰۱	•,••	•,•٥	*,1 *	٠,٥٠	درجات الحوية ( ن - ۳ )
7,04	r, <b>7</b> 1	1,47	1,70	٠,٦٧٥	1
7,09	7,77	1,97	1,70	٠,٦٧٤	٥٠٠
4,04	٧,٣٣	1,47	1,70	٠,٦٧٤	1000
7,04	4,44	1,47	1,70	•,77£	

# القصل الثامن تمليل التباين

#### Analysis of Variance

يهدف تحليل النباين الى قياس دلالة الفروق بين مجموعتين او اكثر، وعما اذا كانت هذه الفروق، ان وجدت، راجعة الى اختلاف حقيقي بين هذه المجموعات وليس راجعة الى ظروف التجريب (التطبيق) او الى المصادفة:

ويتميز تحليل التباين عن اختبار «ت» في ان هذا الاخير يحاول كشف النقاب عن القروق بين مجموعتين، بين الذكور والاناث مثلا.. الخ ويقوم تحليل التباين على اساس الحصول على نسبة (ف) F. ratio، التي تول اليها والتي هي محك الحكم في ضوء الجدول الذي وضعه Snedecor.

وعلى سبيل المثال فهناك ثلاثة مجموعات من الطلاب المنتسبين لمستويات اجتاعية مختلفة والمطلوب معرفة اذا ما كان هناك فرق بين هذه المجموعات الثلاثة بسبب تباين المستوى الاقتصادي ام لا.

( جـ )	(ب)	(1)
<b>A</b>	1 4	Y
<b>Y</b>	٨	٨
11	٥	. 4
١٠	£	٦
Market 1940	٣	٥
مج == 10	ىج = ٢٥	ىچ == ٢٥
4=-	م= ٥	Y = ¢

اذا اردنا الحصول على نسبة ف F. ratio فعلينا أولا: حساب منوسطات المجموعات الثلاثة كل على حدة:

فمتوسط المجموعة الاولى 
$$= \frac{r_0}{o}$$
  $= \sqrt{\frac{r_0}{o}}$   $= \sqrt{\frac{r_0}{o}}$   $= \sqrt{\frac{r_0}{o}}$   $= \sqrt{\frac{r_0}{o}}$ 

كذلك فان متوسط المجموعة الثالثة  $\frac{50}{0}=9$ 

#### ثانيا:

حساب المتوسط الحسابي العام (اي المتوسط الحسابي لجموع المتوسطات الثلاثة) وهر يساوى هنا:

$$v \frac{r_1}{r} = \frac{q + o + v}{r}$$

#### ثالثا:

حساب النباين العام General variance اي بجوع مربعات انحواف القيم في كل بجوعة عن المتوسط العام:

$$(v-v)^{+}($$

#### رابعا :

حساب التباين داخل المجموعات اي حساب مربع انحراف القم داخل المجموعات عن متوسطها الحسابي وهو يساوي مجموع مربعات الفروق بين قم المجموعة ومتوسطها الحسابي.

يلاحظ أن مجموع انحرافات القيم عن المتوسط العام يساوي ( ٧٤) وهذا هو مجموع مربعات انحراف المتوسطات الفرعية عن المتوسطالعام في عدد الافراد اي ( ٨ × ٥) تساوي ( ٤٠) زائد مجموع انحراف القيم داخل المجموعات عن متوسطها الحسابي وجمدًا يساوي ( ٧٤).

#### سادساء

حساب درجات الحربة Degrees of freedom

$$\gamma_0 = \frac{4}{\gamma} = 1$$
. التباين بين المجموعات  $\frac{4}{\gamma}$ 

$$\gamma_{\Lambda\Lambda\Upsilon} = \frac{\Upsilon\xi}{\Lambda \Upsilon} = \frac{1}{2} - \frac$$

$$V_{1}$$
 د نسبة ف F. ratio بين المجموعات  $V_{1}$  =  $V_{1}$  =  $V_{1}$   $V_{2}$  =  $V_{1}$   $V_{2}$   $V_{3}$  =  $V_{4}$   $V_{5}$   $V_{$ 

ويمكّن ان نكون الجدول التالى:

التباين التقديري	درجات الحرية	بحوع الموبعات	: مصدر التباين
۲.	۲	٤٠	بين المجموعات
۲,۸۳	١٢	٣٤	داخل المجموعات
77,88	<b>\ £</b>	٧٤	المجموع الكلي

وبالكشف عن قيمة (ف) نجد ان وف اليس لها دلالة اي ان الفرق هنا ليس فوقا حقيقيا . . .

طبق احد الباحثين في علم النفس الاجتماعي استبيانا للاتجاهات على اربعة بجنوعات فكانت درجاتهم على النحو التالي والمطلوب معرفة هل هناك فرق حقيقي في الاتجاهات بين هذه المجموعات ام لا . . .

з	ج	ب	!
70	40	۴۸	**
***	۲,	٤٢	17.
41	77	80	70
١٩	44	., ٣٦	40
44	٤١	۳۷	۲.
24	٣٤	٤٠	. 4.5
٤٤	44	٤١	۳۸
٣٠	7.8	٣٩	77
44	40	40	**
۱٧	17	۳۷	۲۱

نبدأ أولا بحساب المتوسط الحسابي لكل مجموعة على جدة:

$$rv = \frac{rv}{1} = \frac{rv}{1}$$
 متوسط المجموعة الاول

منوسط المجموعة الثالثة 
$$=\frac{rr}{1}=77$$
 منوسط المجموعة الرابعة  $=\frac{rr}{1}=77$ 

كذلك محسب المتوسط العام (وهو يساوي مجموع المتوسطات الاربعة:

$$\frac{1}{\xi} = \frac{1}{\xi} = \frac{1}{\xi}$$

ثم نقوم بحساب التباين العام (وهو يساوي بجموع مربعات انحراف القيم في كل بجوء عن المتوسط العام:

+ 
$$\$9$$
 +  $\$7$  +  $\$70$  +  $\$18$  +  $\$18$  +  $\$19$ 

+ 17 + 171 + 1 + 9 + 
$$\epsilon$$
 + 17 + 171 + 171 + 170 +  $\epsilon$  + 171

كذلك نحسب التبايين بين المجموعيات اي حسباب مربعيات انحراف المتوسطات الفرعية عن المتوسط العام (وهذا يساوي مجموع مربعات الفروق في الدينة)

ثم حساب التباين داخل المجموعات اي حساب مربع انحراف القيم داخل المجموعات عن متوسطها الحسابي (وهو يساوي مجموع مربعات الفروق بين قيم المجموعة ومتوسطها الحسابي:

بعد ذلك نحسب درجات الحرية. فدرجة الحرية بين المجموعات تساوي عدد المجموعات = 1 - 1

أما درجة الحرية الكلية فتساوي عدد القيم — ١ = ٠ ٤ - ١ = ٣٩ ويكن ان نكون الجدول التالي:

التباين التقديري	درجات الحرية	مجموع المربعات	مصدر التباين
£	٣	1474	بين المجموعات
. 44,44	47	1.46	داخل المجموعات
010,79	44	4545	المجموع الكلي

رعلى ذلك فان نسبة ف 
$$=\frac{2\lambda7,7V}{7\lambda,VT}$$
 وعلى ذلك فان نسبة ف

وبالرجوع لجدول ف الذي وضعه Snedecor فاننا نجد ان قيمة ف ذات الدلالة عند (٠,٠٥) تنحصر بين ٢,٩٢، ٢,٨٢ وعند نسبة (٠,٠٥) بين ٤٥٦، ٤٦٦ وكا كانت نسبة ف التي حصلنا عليها تفوق هذه النسب جميعها فهي بذلك تدل على وجود فروق حقيقية بين هذه المجموعات الاربعة في الاتجاهات.

ولكن علينا أن نسأل اي المجموعات هي السبب في زبادة التباين بين المجموعات عن التباين داخل المجموعات الى هذا الحد؟ . علينا في هذه الحالة لنتبينا حقيقة الامور ان نقوم بحساب معاصل (يت) بين كل مجموعتين اي حساب (٦) معاملات في هذه الحالة اي بين المجموعة الاولى والشانية، والاولى والرابعة، المجموعة الثانية والثالثة، والثانية والرابعة،

وبحساب قيمة (ت) للمجموعات الاربعة توصلنا للجدول التالي:

الدلالة عند ٠,٠١	الدلالةعند( ٥٠,٠٥ )	قيمة ت	الجموعات
אן כענו	אן נענג	1,1.1	7 . 1
ليس لما دلالة	ليس لها دلالة	1,74	7" 4 1
ليس لما دلالة	ليس مًا دلالة	1,47	111
ليس لما دلالة	ليس لما دلالة	Y,11	41.4
או כעונו	א געוג ע	14,41	24.7
אַז נעוני	או נעונ	0,71	1.7

ومن التناسر في الجدرل السابس يتبين أن المجمموعتين الشانية رالرابعة

والمجموعتين الثالثة والرابعة هي المجموعات التي كانت قيمة ت اكبر قيمة بالنسبة للقيم كلها وبذلك يتبين ان هناك فروق حقيقية في الاتجاهات وان كانت المجموعات الاولى والرابعة يمكن ان يكونا ذات اتجاهات واحدة وليس بينها فروق وكذلك الامر بين المجموعات الثانية والرابعة...

تمارين:

١ - احسب نسبة (ف) من الدرجات التالية ليتبين ما اذا كان هناك فرق بين
 المجموعات الاربعة ام لا . .

3	جد	ب	1
*	۲	٣	٥
٣	٧	٥	۸
٣	۲	٥	٨
٣	۲	٣	٥

طبق اختيار ادائي بسيط على مجموعة مكونة من ثلاثة مجموعات والمطلوب
 التأكد من وجود فرد ذو دلالة بين في اداء هذه المجموعات الثلاثة:

	٠	1
٣	*	١٠
۲	٧	٧
Y	٤	١.
<b>Y</b>	Ĺ	14
۱ ۱	4	١٣
۲ ا	4	11

# فهرس الكتاب

#### صفحة

٧	المقدمة
	الفصل الأول
٩	المتغيرات المستمرة والمتغيرات المتقطعة
١.	التوزيعات التكرارية
¥¥.	خطوات عملية الجدولة
١٤	خطوات عمالية الجدولة
۱۵	بيان التكرار المتجمع الصاعد للتكرارات وللنسب المثوية
	التكرار المتجمع الصاعد للتكرارات
17	وللنسب المئوبة للأوزان ٤٠ طالباً
١٧	التمثيل البياني _ خطوات رسم المدرج التكراري
۱۸	خطوات رسم المضلع التكراري
١4	المنحنى الصاعد
۲.	خطوات رسم المنحني الصاعد
	الأنواع الأخرى للمنحنيات
۲.	١) النحد الاعتدال
71	٢) المنحنيات الملتوية
<b>۲۲</b>	٣) المنحنيات ذات القمتين
•	

### الفصل الثاني

40	مقاييس النزعة المركزية
۲٧	المتوسط الحسابي
44	استخراج المتوسط الحسابي
۳.	حساب للتوسط باستخدام متوسط فرضي
٣٣	حساب المتوسط الحسابي في حالة القيم المتقطعة
4	كيف تقوم بحساب الوسيط من توزيع تكراري
£¥	المتوال
££	حساب المتوال بالرسم من التكوار الممهد
ĹΥ	متى يفضل استخدام مقاييس النزعة المركزية
	الفصل الثالث
۱۵	مقاييس التشتت
94	الدى المطلق
3 &	نصف المدى الربيعي
٥٥	كيف نحسب الربيع الادنى والربيع الأعلى
V	الربيع الأدنى والربيع الأعلى
١.	الانحراف المتوسط
۱۲	حساب الانحراف المتوسط من جدول تكراري
/ \	الانحراف المعياري
۲/	حساب الانحراف المعياري من جدول تكراري
	مقارنة بين مقايبين التشتت
1	غارين عامة جئ

	الفصل الرابع
ΑY	لعيناتلعينات المستعدد ال
	نواع العينات ـ العينة العشوائية ـ العينة المقيدة
٨٩	لعينة الطبقية ــ الدرجة المعيارية
44	الخصائص الاحصائية للدرجة المعيارية
48	المئين المئين
	الفصل الخامس
١.١	معاملات الارتباط
1.5	معامل ارتباط الرتب
11.	معامل ارتباط بیرسون
112	معامل ارتباط بيرسون باستخدام المتوسط الفرضي
110	معامل ارتباط بیرسون من جدول مزدوج
118	جدول ارتباط مزدوج
119	أمثلة
170	معامل التوافقمامل التوافق
144	معامل فاي
141	معامل الارتباط الثنائيب
144	الانحراف المعياري (ع) للمجموعة الكلية
	الفصل السادس
144.5	رحساب دلالة معاملات الارتباط

السابع	الفصل
--------	-------

 	 	الدلالة
	 	NiN
 	 	لا حتالات.

# تم بحمدالله

To: www.al-mostafa.com